Les effets de l'adoption des critères d'admissibilité fondés sur les heures de travail

Préparé pour :
Évaluation stratégique et suivi de rendement
Évaluation et développement des données
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada

Rédigé par :
David A. Green
Département d'économique
Université de la Colombie-Britannique
et W. Craig Riddell
Département d'économique
Université de la Colombie-Britannique et IRCA

novembre 2000

SP-AH138-11-00F
(also available in English)

106-02328/

Table des matières

Condensé i

Introduction 1

1. Mesures incitatives des régimes d'AC fondés sur le nombre d'heures et sur le nombre de semaines 3
1.1 Modifications au régime d'AC/AE 3
1.2 Mesures incitatives 5
1.3 Études antérieures 7

2. Données et résultats de base 11
2.1 Données 11

3. Répercussions sur la période de prestations et l'admissibilité 13

4. Réactions comportementales 21
4.1 Hasards empiriques 21
4.2 Modèles économétriques des répercussions de l'AC 23
4.2.1 Approche de l'estimation 23
4.2.2 Résultat des estimations 28
4.3 Nombre d'heures hebdomadaires habituelles 36

5. Conclusions 39

Bibliographie 43

Annexe A : Tableaux 45

Annexe B : Figures 53

Liste des tableaux

Tableau 1 Norme d'admissibilité 45

Tableau 2 Changement de l'admissibilité selon les règles antérieures et postérieures à 1997 45

Tableau 3 Caractéristiques moyennes des gains et des pertes au niveau des prestations 46

Tableau 4 Définitions et moyennes des variables 47

Tableau 5 Évaluation des covariables non-AC 49

Tableau 6 Effets reliés à la NA 51

Tableau 7 Effets résultant du changement de la NA sur la durée moyenne des périodes d'emploi 52

Tableau 8 Effet reliés à la NA — Travailleurs saisonniers, en 1997, selon les effets de l'AC fondée sur le nombre de semaines 52

Liste des figures

Figure 1 Fonctions de distribution cumulative des changements dans le nombre de semaines requis pour l'admissibilité — Règles de 1997 moins celles de 1996 53

Figure 2 Fonctions de distribution cumulative des périodes de prestations selon trois ensembles de règles — Travailleurs non saisonniers (1997) 54

Figure 3 Fonctions de distribution cumulative des périodes de prestations selon trois ensembles de règles — Travailleurs saisonniers (1997) 55

Figure 4 Fonctions de distribution cumulative des périodes de prestations selon trois ensembles de règles — Travailleurs saisonniers ayant de 10 à 20 semaines de travail (1997) 56

Figure 5 Fonctions de distribution cumulative des changements dans le nombre de semaines de prestations — Règles de 1997 moins celles de 1996 57

Figure 6 Hasard empirique : travailleurs saisonniers — Taux de chômage inférieur à 6 p. 100, du premier au troisième trimestre 58

Figure 7 Hasard empirique travailleurs saisonniers — Taux de chômage de 6 p. 100 à 7 p. 100, du premier au troisième trimestre 59

Figure 8 Hasard empirique : travailleurs saisonniers — Taux de chômage de 7 p. 100 à 8 p. 100, du premier au troisième trimestre 60

Figure 9 Hasard empirique : travailleurs saisonniers — Taux de chômage de 8 p. 100 à 9 p. 100, du premier au troisième trimestre 61

Figure 10 Hasard empirique : travailleurs saisonniers — Taux de chômage de 9 p. 100 à 10 p. 100, du premier au troisième trimestre 62

Figure 11 Hasard empirique : travailleurs saisonniers — Taux de chômage de l0 p. 100 à 11 p. 100, du premier au troisième trimestre 63

Figure 12 Hasard empirique : travailleurs saisonniers — Taux de chômage de 11 p. 100 à 12 p. 100, du premier au troisième trimestre 64

Figure 13 Hasard empirique : travailleurs saisonniers — Taux de chômage de 12 p. 100 à 13 p. 100, du premier au troisième trimestre 65

Figure 14 Hasard empirique : travailleurs saisonniers — Taux de chômage supérieur à 13 p. 100, du premier au troisième trimestre 66

Figure 15 Hasard empirique : travailleurs non saisonniers — Taux de chômage inférieur à 6 p. 100, du premier au troisième trimestre.....67

Figure 16 Hasard empirique : travailleurs non saisonniers — Taux de chômage de 6 p. 100 à 7 p. 100, du premier au troisième trimestre 68

Figure 17 Hasard empirique : travailleurs non saisonniers — Taux de chômage de 7 p. 100 à 8 p. 100, du premier au troisième trimestre 69

Figure 18 Hasard empirique : travailleurs non saisonniers — Taux de chômage de 8 p. 100 à 9 p.100, du premier au troisième trimestre 70

Figure 19 Hasard empirique : travailleurs non saisonniers — Taux de chômage de 9 p. 100 à 10 p. 100, du premier au troisième trimestre 71

Figure 20 Hasard empirique : travailleurs non saisonniers — Taux de chômage de 10 p. 100 à 11 p. 100, du premier au troisième trimestre 72

Figure 21 Hasard empirique : travailleurs non saisonniers — Taux de chômage de 11 p. 100 à 12 p. 100, du premier au troisième trimestre 73

Figure 22 Hasard empirique : travailleurs non saisonniers — Taux de chômage de 12 p. 100 à 13 p. 100, du premier au troisième trimestre 74

Figure 23 Hasard empirique : travailleurs non saisonniers — Taux de chômage supérieur à 13 p. 100, du premier au troisième trimestre 75

Figure 24A Courbe du taux de hasard ajusté, 1996 — Emplois saisonniers, base fixe — Taux de chômage régional supérieur à 16 p. 100.....76

Figure 24B Courbe du taux de hasard ajusté, 1997 — Emplois saisonniers, base fixe — Taux de chômage régional supérieur à 16 p. 100 76

Figure 25A Courbe du taux de hasard ajusté, 1996 — Emplois non saisonniers, base fixe — Norme d'admissibilité régionale de 12 semaines 77

Figure 25B Courbe du taux de hasard ajusté, 1997 — Emplois non saisonniers, base fixe — Norme d'admissibilité régional de 12 semaines 77

Figure 26A Courbe du taux de hasard ajusté, 1996 — Emplois saisonniers, base réelle — Taux de chômage régional supérieur à l6 p. 100.....78

Figure 26B Courbe du taux de hasard ajusté, 1997 — Emplois saisonniers, base réelle — Taux de chômage régional supérieur à 16 p. 100 78

Figure 27A Courbe du taux de hasard ajusté, 1996 — Emplois non saisonniers, base réelle — Norme d'admissibilité régionale de 12 semaines 79

Figure 27B Courbe du taux de hasard ajusté, 1997 — Emplois non saisonniers, base réelle — Norme d'admissibilité régionale de 12 semaines 79

Figure 28 Hasard empirique : tous les travailleurs saisonniers 80

Figure 29A Courbe du taux de hasard ajusté — Emplois saisonniers, produit tenu compte des effets de l'AC — Taux de chômage régional supérieur à 16 p. 100 81

Figure 29B Courbe du taux de hasard ajusté — Emplois saisonniers, produit à l'absence d'effets à l'AC — Taux de chômage régional supérieur à 16 p. 100 81

Figure 30 Fonctions de distribution cumulative des heures hebdomadaires — Les trois premiers trimestres de 1996 et 1997, travailleurs non saisonniers 82

Figure 31 Fonctions de distribution cumulative des heures hebdomadaires — Les trois premiers trimestres de 1996 et 1997, travailleurs saisonniers 83

Figure 32 Heures hebdomadaires habituelles, fonctions de distribution cumulative — Travailleurs saisonniers dans les régions où le taux de chômage est supérieur à 13 p. 100 84

Figure 33 Heures hebdomadaires habituelles, fonctions de distribution cumulative — Travailleurs saisonniers dans les régions où le taux de chômage est inférieur à 10 p. 100 85

Condensé

Le nouveau régime d'assurance-emploi (AE) du gouvernement canadien comporte plusieurs innovations par rapport aux régimes conventionnels d'assurance-chômage. L'une des plus importantes est le passage d'une base hebdomadaire de calcul de l'admissibilité aux prestations (où l'on détermine si quelqu'un peut en bénéficier) et du droit aux prestations (soit la période pendant laquelle un individu, une fois déclaré admissible, peut recevoir des prestations) à une méthode de calcul fondée sur le nombre d'heures. Dans ce document, nous nous proposons d'examiner les répercussions de ce passage d'un régime basé sur le nombre de semaines à un régime fondé sur les heures. Deux points importants retiendront notre attention. Tout d'abord, quelle est l'influence de ce changement du point de vue de l'admissibilité et du droit aux prestations? Deuxièmement, ce changement a-t-il eu des conséquences quant à la durée de l'emploi, qu'il soit mesuré en nombre de semaines ou en nombre d'heures, et quant au nombre d'heures travaillées par semaine?

Dans l'ensemble, nous estimons qu'en matière d'admissibilité et de droit aux prestations, ce passage à une base horaire n'a pratiquement eu aucun effet sur l'admissibilité, mais il a contribué, en général, à augmenter le nombre de semaines de prestations auxquelles les travailleurs avaient droit. Le passage d'un régime fondé sur les semaines à un système de calcul fondé sur les heures a eu pour effet de répartir le nombre de semaines de prestations au profit des travailleurs saisonniers, en général des hommes, qui font de nombreuses heures, au détriment des travailleurs ayant un emploi pendant une partie de l'année ou qui occupent un poste à temps partiel, soit en majorité des femmes. Le salaire moyen des groupes les plus affectés par le passage à l'AE est généralement supérieur à celui des travailleurs saisonniers.

De façon générale, nous estimons que, du point de vue de la durée des périodes d'emploi, le régime fondé sur les heures a eu des répercussions évidentes au chapitre de la réduction de la durée des périodes de travail saisonnier, phénomène plausible puisque le travailleur saisonnier typique fait de nombreuses heures de travail par semaine et que, par conséquent, il lui faut moins de semaines pour avoir droit à l'assurance-emploi dans le cadre du nouveau régime. On doit toutefois mettre ce changement en perspective. Les périodes d'emploi non saisonnier, en l'occurrence la vaste majorité des emplois, ne présentent aucun signe d'adaptation ni de changement au passage du régime de l'AC à celui de l'AE depuis la mise en vigueur de cette dernière.

Enfin, on ne constate pratiquement aucun changement dans la répartition du nombre d'heures habituelles de travail par semaine entre 1996 et 1997. En particulier, dans le cas des travailleurs saisonniers des régions où le chômage est élevé, groupe qui semble réagir le plus fortement aux mesures incitatives qu'offre l'AC, on ne relève aucun changement dans la répartition des heures habituelles de travail par semaine. Par conséquent, même si on est en mesure de constater certaines réactions envers le nouveau régime du point de vue de la durée du travail mesurée en semaines, il ne semble pas y avoir eu d'ajustement quant au nombre d'heures par semaine.

Introduction

Le nouveau régime d'assurance-emploi (AE) du gouvernement canadien comporte plusieurs innovations par rapport aux régimes standards d'assurance-chômage. L'une des plus importantes est le passage d'une base hebdomadaire de calcul de l'admissibilité aux prestations (où l'on détermine si quelqu'un peut en bénéficier) et du droit aux prestations (soit la période pendant laquelle un individu, une fois déclaré admissible, peut recevoir des prestations) à une méthode de calcul fondée sur le nombre d'heures. Le but de ce changement était de faciliter l'accès à l'assurance-chômage (AC) des individus ayant des régimes de travail non conventionnels et d'établir un lien plus clair entre les cotisations versées et les prestations éventuelles du régime d'AC (Nakamura et Diewert, 1997). On dispose de peu d'information permettant de savoir si un régime basé sur le nombre d'heures permettra véritablement d'atteindre cet objectif, surtout qu'aucun autre pays n'utilise ce genre de système. Dans ce document, nous nous proposons d'examiner les répercussions de ce passage d'un régime fondé sur les semaines à un régime fondé sur les heures. Deux points importants retiendront notre attention. Tout d'abord, quelle est l'influence de ce changement du point de vue de l'admissibilité et du droit aux prestations? Les travailleurs occupant des emplois « non conventionnels » sont-ils maintenant couverts par l'AC alors qu'ils ne l'étaient pas auparavant? De façon plus générale, quels groupes ont été touchés par des changements, tant du point de vue de l'admissibilité que du nombre de semaines de prestations, à la suite de cette transition? Deuxièmement, ce changement a-t-il eu des conséquences quant à la durée de l'emploi, mesurée en nombre de semaines ou en total d'heures, et quant au nombre d'heures travaillées par semaine? Le passage au nouveau régime peut modifier suffisamment les mesures incitatives offertes au point de modifier les répercussions mesurables du régime d'AC sur la durée de l'emploi. Si tel est le cas, il faudra en tenir compte dans l'évaluation du succès du passage à un régime fondé sur les heures.

Ce document comporte cinq sections. Dans la section 1, nous abordons les mesures incitatives relatives à la durée de l'emploi en vertu des deux régimes, selon que les calculs sont basés sur le nombre de semaines ou sur le nombre d'heures. Nous nous penchons aussi brièvement sur les résultats présentés dans des études antérieures, concernant les répercussions, sur la durée de l'emploi, d'une norme d'admissibilité fondée sur le nombre de semaines. La section 2 fait état des données sur lesquelles nous nous appuierons pour répondre aux deux questions fondamentales posées plus haut. Dans la section 3, nous présentons nos calculs relatifs aux changements du point de vue de l'admissibilité et du droit aux prestations; c'est sur eux que nous nous appuierons pour examiner, d'une part, dans quelle mesure les changements au niveau de l'admissibilité et du droit aux prestations découlant du passage à un régime fondé sur les heures sont majeurs ou non; pour déterminer quelle est la population touchée par ce changement; et, enfin, pour vérifier si le changement de la règle de calcul de l'admissibilité a eu une incidence significative, au point de susciter des réactions comportementales importantes. Afin d'évaluer la nature et l'ampleur de ces dernières, nous examinerons tout d'abord la répartition de la durée de l'emploi en nombre de semaines puis, très brièvement, celle de

la moyenne des heures travaillées par semaine, afin de savoir si le passage au nouveau système a modifié la nature des mesures incitatives au point d'entraîner un changement important dans ces répartitions. La première étape consistera à étudier des schémas empiriques simples des hasards et des fonctions de distribution cumulative qui mettraient de tels changements en évidence. Cependant, pour réaliser une analyse convaincante, nous devons contrôler les différences potentielles du point de vue de la distribution des caractéristiques individuelles des travailleurs et de la situation du marché du travail. Par conséquent, nous étudierons également des modèles de durée plus complexes afin de pouvoir évaluer les changements des distributions pertinentes tout en maintenant fixes les effets de covariance. Dans la section 4, nous expliquons la méthode utilisée, ainsi que les résultats de notre étude. La section 5 porte sur nos conclusions.

1. Mesures incitatives des régimes d'AC fondés sur le nombre d'heures et sur le nombre de semaines

1.1 Modifications au régime d'AC/AE

Nous débuterons en faisant une brève description du régime d'assurance-chômage (AC) et des modifications qu'on y a apportées depuis 1990. Étant donné que nous nous intéressons à la norme d'admissibilité, nous mettrons l'accent sur les modifications apportées aux règles relatives à l'admissibilité et à la période de prestations. Entre novembre 1990 (date d'entrée en vigueur du projet de loi C-21) et avril 1994 (date de l'adoption du projet de loi C-17), la norme d'admissibilité et la période de prestations étaient toutes deux fondées sur une combinaison du taux de chômage régional et du nombre de semaines de travail donnant droit à l'AC qu'avait accomplies le demandeur pendant la période de référence. La période d'admissibilité était établie à partir des 52 semaines précédant directement la date de la demande ou à partir du temps écoulé depuis la dernière demande d'AC, la plus courte période étant retenue. La première colonne du tableau 1 indique la façon dont le nombre de semaines pendant lesquelles une personne doit travailler durant la période de référence varie pour donner droit à des prestations, compte tenu du taux régional de chômage[1]. Il est évident que les conditions d'admissibilité varient considérablement; les gens qui habitent dans des régions où le taux de chômage est très élevé ne doivent effectuer que 10 semaines de travail pour se qualifier, alors que ceux qui vivent dans une région où le taux de chômage est inférieur à 6 p. 100 doivent avoir 20 semaines de travail à leur crédit. De plus, la norme d'admissibilité est plus élevée dans le cas des personnes considérées comme des nouveaux venus ou des rentrants sur le marché du travail, du fait qu'elles n'avaient travaillé que quelques semaines au cours de la période de 52 semaines précédant la période de référence.

Le calcul des prestations selon le projet de loi C-21 comportait trois étapes. Dans la première, les gens avaient droit à une semaine de prestations pour chaque semaine travaillée, jusqu'à concurrence de 25. Dans la deuxième, ils avaient droit à une semaine de prestations pour chaque période de deux semaines travaillées au-delà de 25 semaines, jusqu'à concurrence de 13 semaines supplémentaires. Dans la troisième étape, on tenait compte de la prestation complémentaire régionale, et on pouvait accorder à la personne un certain nombre de semaines de prestations, quel que soit le nombre de semaines de travail, à condition que ce nombre corresponde à la norme d'admissibilité. Le calcul de la prestation complémentaire régionale s'effectuait en fonction du taux de chômage de la région où vivait l'individu, auquel on ajoutait deux semaines de prestations pour chaque tranche de 0,5 p. 100 du taux de chômage au-delà de 4 p. 100. Le nombre maximal de semaines pouvant être accumulées au cours de la troisième étape s'élevait à 32. Cette

1 Les régions dont il est question dans ces calculs sont les régions d'assurance-chômage qui, à l'exception de l'Île du Prince-Édouard, étaient des subdivisions provinciales. Le projet de loi C-21 en prévoyait 48.

disposition s'appliquait en raison du fait qu'il faudrait sans doute plus de temps pour trouver un emploi dans ces régions, de sorte que la période de prestations devait être plus longue. Le droit aux prestations pour un même individu ne pouvait excéder 50 semaines et représentait la somme des périodes de prestations calculées au cours de chacune des trois étapes.

Le projet de loi C-17 a entraîné des modifications aux critères relatifs à l'admissibilité et aux périodes de prestations, de sorte qu'il était dorénavant beaucoup plus difficile de recevoir des prestations. Comme le montre la colonne 2 du tableau 1, la norme d'admissibilité a été relevée parfois de deux semaines dans les régions où le taux de chômage était supérieur à 14 p. 100. Par surcroît, les fonctions permettant de calculer la période de prestations ont été considérablement modifiées. Tout d'abord, les étapes 1 et 2 ont été inversées. À partir d'avril 1994, une personne avait droit à une semaine de prestations pour chaque période de deux semaines travaillées au cours des 40 premières semaines de travail pendant la période de référence, puis avait droit à une autre semaine pour chaque semaine de travail supplémentaire, pouvant ainsi accumuler jusqu'à 12 semaines de prestations additionnelles. Les prestations complémentaires régionales étaient maintenues, mais on ajoutait dorénavant deux semaines de prestations pour chaque augmentation de 1 p. 100 du taux de chômage au-delà de 4 p. 100, de sorte que la période de prestations maximale s'élevait à 26 semaines dans le cadre de cette composante. La somme des trois composantes pouvait encore atteindre un maximum de 50 semaines de prestations. De tels changements ont réduit considérablement l'admissibilité aux prestations d'un grand nombre de personnes qui ne travaillent qu'une partie de l'année, comme nous le verrons dans la troisième section de ce rapport.

La *Loi sur l'assurance-emploi* a apporté toute une série de changements au régime, la principale modification étant, dans le cas qui nous intéresse, le passage d'un régime fondé sur les semaines à un régime fondé sur les heures. Au départ, il s'agissait de prendre en compte les mêmes chiffres que ceux établis en vertu du projet de loi C-27 pour déterminer l'admissibilité et la période de prestations, puis de les multiplier par 35, mais le régime ouvrait éventuellement la porte à d'autres changements. C'est la raison pour laquelle les chiffres de la colonne 3 du tableau 1 (norme d'admissibilité à l'assurance-emploi (AE) égalent 35 fois ceux de la colonne 2 (norme d'admissibilité en vertu du projet de loi C-27), facteur qu'il sera très important de garder à l'esprit au moment d'aborder l'examen des changements relatifs à la période de prestations et à l'admissibilité. Le seul autre changement de cette partie du régime est le nombre maximal de semaines de prestations, qui est passé de 50 à 45 semaines.

L'une des modifications intéressantes du régime en ce qui concerne la norme d'admissibilité touche le calcul du dénominateur utilisé pour déterminer le montant des prestations hebdomadaires. Afin d'établir le montant de la rémunération hebdomadaire, le total des gains des 26 dernières semaines est divisé par le plus élevé des deux nombres suivants : le nombre de semaines travaillées ou un dénominateur spécifique, qui diffère selon le taux de chômage de la région concernée; ce dénominateur est en général égal au nombre d'heures précisé dans la norme d'admissibilité, auquel on ajoute 70. Prenons le cas d'une personne qui a travaillé pendant 12 semaines à raison de 35 heures par semaine

dans une région où le taux de chômage est le plus élevé; elle satisferait de justesse à la norme d'admissibilité de 420 heures, mais on diviserait sa rémunération par 490 au lieu de 420 pour calculer ses gains hebdomadaires, à partir desquels on détermine le montant des prestations hebdomadaires. Autrement dit, on diviserait ses revenus par 14 semaines au lieu de 12, ce qui aurait pour effet de ramener la base de calcul des prestations hebdomadaires à un niveau inférieur. Par contre, si cette personne avait travaillé deux semaines de plus, dénominateur serait encore de 490 heures mais la rémunération totale serait supérieure en raison des deux semaines de salaire supplémentaires; ainsi, la base de calcul de la rémunération hebdomadaire serait plus élevée en vertu du régime d'AE. Cette réduction découlant du régime est un encouragement direct à ne pas mettre un terme à l'emploi dès que la norme d'admissibilité est atteinte, sinon une semaine plus tard.

1.2 Mesures incitatives

L'approche habituelle pour évaluer les mesures incitatives liées à la norme d'admissibilité (NA) de l'assurance-chômage consiste à utiliser un modèle statique de la disponibilité de la main-d'œuvre (voir, par ex., Moffitt et Nicholson, 1982; Phipps, 1990; Green et Riddell, 1997). Dans ce modèle, les personnes choisissent un nombre de semaines de travail et un niveau de consommation pendant une période définie, en général un an, tout en respectant la contrainte budgétaire imposée par les caractéristiques du régime d'AC; on peut ainsi avoir une idée des mesures incitatives engendrées par le régime en examinant la nature de cette contrainte. Celle-ci augmente plus précisément au moment d'atteindre la semaine de la norme d'admissibilité (NA), alors que le total du revenu non actif de la personne passe d'un montant égal au revenu du travail seul (la première semaine de la NA) au total du revenu du travail et des prestations provenant de l'AC. Au cours des semaines qui suivent immédiatement la NA, la contrainte budgétaire est de plus en plus forte puisque chaque semaine de travail ajoutée augmente non seulement le revenu total d'une semaine de salaire, mais également le nombre de semaines de prestations d'AC, et donc le total des prestations reçues. À un moment donné, cependant, le total des semaines travaillées et des semaines de prestations d'AC sera égal à 52; nous appellerons ce point MAXYR parce qu'il correspond au moment où l'individu peut recevoir le maximum de prestations d'AC pendant un an. Pour chaque semaine travaillée au-delà du point MAXYR, le total des prestations d'AC doit diminuer puisqu'il reste une semaine de moins pour toucher des prestations. Les mesures incitatives, qui sont examinées en détail dans d'autres documents (voir les renvois cités précédemment, p. ex.), portent à croire qu'il y aurait une concentration des semaines de travail au moment d'atteindre la NA et le point MAXYR.

L'une des composantes déconcertantes de ce modèle est que les prévisions qu'il permet de faire dépendent de la période de temps définie par la personne. Ainsi, si la personne se donne un horizon prévisionnel de deux ans plutôt qu'un seul, le point MAXYR sera plus élevé parce qu'il faudra plus longtemps pour atteindre le point où il n'y a plus assez de temps pour toucher des prestations, ce qui s'avère particulièrement déroutant étant donné que nous ne pouvons analyser les horizons de planification individuels. Cependant, Green et Sargent (1998) estiment qu'il est raisonnable de s'attendre à un horizon de planification d'un an dans le cas des travailleurs saisonniers. Ils ont cherché et trouvé des indices d'une concentration de cessations d'emploi au point MAXYR dans le cas des emplois

saisonniers en 1989. Ils estiment, d'autre part, qu'un cadre théorique de recherche pourrait être plus utile pour évaluer les résultats dans le cas des travailleurs non saisonniers. Ils font des prévisions théoriques à partir d'un modèle de recherche qui comporte une baisse du taux de hasard à mesure que le nombre de semaines de travail augmente et se rapproche du seuil de la NA, une concentration de cessations d'emploi lorsque la NA est atteinte, et un nombre plus élevé de cessations après ce seuil. De plus, selon eux, la comparaison entre le nombre de cessations d'emploi au seuil de la NA et le nombre de semaines avant l'atteinte de ce seuil, ne représente pas une bonne façon de mesurer l'effet de la NA sur la réparation de la durée de l'emploi. Ceci s'explique par le fait que, comme le montre le modèle de recherche, le nombre des cessations d'emploi est anormalement bas au cours des semaines qui précèdent immédiatement la NA parce que les décisions sont « en suspens » pour n'être prises qu'au moment où l'admissibilité à l'AC devient possible. Par conséquent, une telle comparaison entraînerait une surestimation de l'effet réel de la NA. On peut, cependant, établir dans quelle mesure les cessations d'emploi sont « en suspens » en fonction de la NA, en comparant leur nombre à ce moment précis à celui que l'on constate dans les semaines qui suivent.

Enfin, on estime également qu'un cadre d'emploi implicite pourrait être un bon outil pour évaluer l'effet des régimes d'AC sur l'emploi. De tels modèles permettent de démontrer, en l'absence d'une évaluation complète de l'expérience, que les régimes d'AC peuvent servir à subventionner des industries ayant un régime de travail instable, ainsi qu'à offrir un incitatif aux travailleurs (voir, p. ex., Feldstein, 1978; Anderson et Meyer, 1992; Card et Levine, 1994). Ce cadre d'emploi implicite a été considéré comme étant particulièrement approprié à la situation canadienne puisque qu'on possède certains indices selon lesquels l'effet potentiel de l'AC sur la répartition de la durée de l'emploi découlerait, du moins en partie, de la collaboration entre employeurs et employés (p. ex., Green et Riddell, 1997). Dans les cas où une entreprise semble considérer que les travailleurs et les semaines de travail par employé peuvent parfaitement se substituer au niveau de la production, peu lui importe de s'adapter à la demande en utilisant les semaines travaillées ou en modifiant les régimes de travail. Cependant, les travailleurs ne sont pas indifférents et veulent précisément accumuler suffisamment de semaines de travail pour être admissibles à l'AC; les entreprises auront donc tendance à respecter leurs préférences du point de vue de l'horaire de travail, étant donné qu'ils demanderont dans ce cas un salaire inférieur. Par conséquent, les prédictions seront similaires à celles que l'on peut tirer du modèle statique de la disponibilité de la main-d'œuvre, qui ne tient compte que des incitatifs des travailleurs.

Lorsqu'on examine les conséquences du passage à un régime fondé sur les heures, on peut se servir des mêmes cadres analytiques et remplacer les semaines par des heures, ce qui donne certainement des résultats exacts si les semaines de travail ont une durée fixe. Cependant, la souplesse qui existe du point de vue du nombre d'heures de travail par semaine fait que cette simple substitution risque de ne pas donner de très bons résultats. Par exemple, Storer et Van Audenrode (1998) ont pu constater que les travailleurs et les entreprises ont parfois réagi au resserrement du régime d'AC en 1994 en réduisant le nombre d'heures travaillées par semaine, afin que les travailleurs puissent répartir le total des heures de façon à ce qu'un plus grand nombre d'entre eux puissent satisfaire aux

critères d'admissibilité de l'AC. Si tel est le cas, le passage à un régime fondé sur les heures éliminerait ce genre d'ajustement, mais pourrait avoir pour conséquence de diminuer le nombre de travailleurs admissibles à l'AC. Comme nous le montrons dans la section 3, c'est une conjecture que l'on ne peut déduire à partir des données.

Il serait logique de conclure que les modifications apportées en 1994 étaient susceptibles d'entraîner une diminution du nombre d'heures hebdomadaires travaillées et que le passage à un régime fondé sur les heures se serait traduit par une diminution du nombre des personnes admissibles aux prestations, si les entreprises et les travailleurs se préoccupaient surtout de la NA. Cependant, comme nous l'avons mentionné précédemment, c'est la période de prestations et non l'admissibilité qui a été touchée par les changements de 1994. Dans un modèle standard de contrat d'emploi implicite, les prestations d'AC subventionnent les entreprises saisonnières étant donné que ces dernières ne sont pas tenues de verser un supplément compensatoire substantiel en raison de la durée restreinte des emplois, lorsqu'il existe des prestations d'AC. Les changements de 1994 ont eu pour conséquence de réduire le montant des prestations que les travailleurs saisonniers pouvaient espérer toucher pour un certain travail, d'où la nécessité éventuelle d'augmenter leurs salaires afin de les retenir dans l'industrie. Les entreprises pourraient réagir en réduisant le nombre d'heures de travail des employés afin d'augmenter le nombre de semaines de travail et leur faciliter ainsi l'admissibilité à l'AC. Cependant, les prestations étant calculées selon la rémunération hebdomadaire, la réduction des heures de travail aurait également pour conséquence de réduire le revenu des travailleurs provenant de l'AC, entraînant ainsi une pression à la hausse sur les salaires. Les entreprises pourraient tout aussi bien stabiliser le nombre d'heures de travail, réduire leur effectif et augmenter le nombre de semaines de travail de ceux qui restent afin qu'ils puissent toucher des prestations supplémentaires. La solution retenue par les entreprises dépend d'une foule de facteurs, dont la technologie utilisée, la facilité de former de nouveaux employés, la préférence des travailleurs sur le plan des loisirs, à savoir plus d'heures de congé par semaine par rapport à plus de semaines de congé par année, les possibilités extérieures d'emploi, et le taux de conversion des semaines travaillées en prestations d'AC. Le résultat, y compris le fait que le passage à un régime fondé sur les heures pourrait se traduire par une perte des prestations, demeure une question empirique.

1.3 Études antérieures

Plusieurs études antérieures ont traité de l'effet du régime d'AC sur la répartition de la durée des emplois. Baker et Rea (1997) de même que Green et Riddell (1997) se sont penchés sur les effets de la hausse de la NA qui a eu lieu en 1990, alors que toutes les régions du pays sont revenues à une norme d'admissibilité de 14 semaines à la suite d'un conflit législatif entre la Chambre des communes et le Sénat, sans rapport avec la question. Green et Riddell (1997) ont porté leur attention sur les régions où le taux de chômage est le plus élevé et où le changement a entraîné une augmentation de la norme d'admissibilité, qui est passée de 10 à 14 semaines. Ils ont constaté une diminution de la probabilité qu'un emploi se termine au cours des semaines 10 à 13, mais ils ont aussi noté une légère augmentation de la probabilité qu'un travail prenne fin lorsque le nouveau seuil de la NA est atteint (14 semaines). Ils ont remarqué toutefois qu'avec les nouvelles règles, on

observe davantage de cessations d'emploi au cours des semaines 15 à 20. Ceci porte à croire que la NA a un effet sur l'emploi, mais que cet effet ne s'inscrit pas nécessairement dans un modèle simple de disponibilité de la main-d'œuvre, dans lequel ce sont les travailleurs qui mettent fin eux-mêmes à leur emploi lorsqu'ils ont atteint le seuil de la NA. Baker et Rea (1997) ont pu noter que l'effet était plus prononcé lorsque la NA était atteinte, ce résultat étant peut-être attribuable aux différences d'échantillonnage par rapport à Green et Riddell (1997)[2].

Dans une autre étude portant sur les effets du régime d'AC avant 1990 sur la durée de l'emploi, Green et Sargent (1998) ont tenté de trouver, dans les données de 1989 sur la durée de l'emploi, des indices quant aux répercussions du régime. Comme nous le soulignions précédemment, ils affirmaient qu'il était important qu'une étude de ce genre fasse une distinction entre les périodes de travail des emplois saisonniers et non saisonniers, et ils ont examiné les répercussions qu'ont eues la NA et le point MAXYR sur les travailleurs saisonniers. Ils ont constaté certains effets statistiquement significatifs, bien que mineurs sur le plan économique, soit une concentration excessive des cessations d'emploi chez les travailleurs non saisonniers lorsqu'ils satisfont à la NA. Dans le cas des travailleurs saisonniers, ils ont également relevé un effet attribuable à la NA, mais ils ont constaté que le point MAXYR avait un effet encore plus important. Les répercussions sont plus marquées dans le cas des travailleurs saisonniers que dans celui des travailleurs non saisonniers, mais elles demeurent relativement modestes. Les chercheurs ont conclus qu'il existe des signes témoignant des effets de l'AC, mais que, sauf chez les travailleurs saisonniers des régions où le taux de chômage est élevé, il ne s'agit pas d'effets très prononcés. Ils se sont fondés sur leurs évaluations pour faire des projections quant aux répercussions résultant des modifications apportées à l'AC en 1994, selon lesquelles la réduction de la période de prestations entraînerait une augmentation de la durée moyenne des emplois, surtout en raison de la hausse du point MAXYR dans le cas des travailleurs saisonniers.

Deux études portent directement sur les répercussions des changements de 1994 sur l'emploi. Kuhn et Sweetman (1998) se servent de données administratives pour estimer l'admissibilité et les périodes de prestations éventuelles d'un échantillon de travailleurs et les cessations d'emploi avant et après les changements de 1994. Ils constatent qu'en appliquant les règles antérieures et postérieures à 1994 à un échantillon antérieur à 1994, les changements survenus en 1994 ont eu pour conséquence de réduire le nombre de

---

2 Christofides et McKenna (1996) examinent également l'effet de la NA sur la durée des emplois et constatent qu'il est relativement important. Malheureusement, ils définissent la variable NA comme étant égale à 1 dans le cas des emplois qui se terminent au seuil de la NA, plutôt que de lui donner la valeur 1 pour la semaine où l'emploi franchit le seuil de la NA, que l'emploi se soit terminé cette semaine-là ou non; c'est cette dernière valeur de la NA que l'on utilise dans toutes les autres études portant sur les répercussions de la NA. On peut constater que la variable utilisée par Christofides et McKenna est inappropriée si l'on tient compte du fait qu'ils l'utilisent dans leur régression de diverses covariables selon la durée des enregistrements. Dans ce contexte, on s'aperçoit immédiatement que le coefficient négatif estimé de leur variable NA indique que les emplois se terminant au seuil de la NA sont plus courts que la moyenne conditionnelle des périodes de travail qui ne se terminent pas au seuil de la NA. Le coefficient estimatif n'indique rien sur le nombre d'emplois qui se sont terminés au seuil de la NA et il est, par conséquent, impossible d'en déduire quoi que ce soit quant à l'effet éventuel de la NA sur la distribution des durées d'emploi.

semaines de prestations de dix semaines en moyenne, mais que ces répercussions sont loin d'être uniformes, les plus fortes réductions touchant les industries et les provinces dont l'activité est plus saisonnière. Cependant, une fois prise en compte l'adaptation comportementale aux nouvelles règles, l'examen d'un échantillon de travailleurs après 1994 montre que les pertes sont beaucoup plus uniformes, les entreprises et les travailleurs situés dans les régions où le taux de chômage est élevé ayant trouvé des moyens de s'adapter[3]. Les auteurs ont également constaté qu'il n'y avait eu que peu d'effet quant au nombre de travailleurs qui n'étaient pas admissibles (réduction inférieure à 5 p. 100).

Enfin, même si les auteurs font état d'une concentration excessive des cessations d'emploi au moment où la NA est atteinte, ils estiment que ces répercussions sont mineures si on les replace dans le contexte de l'ensemble du régime : 3,4 p. 100 seulement de l'ensemble des demandes d'AC au pays avaient été établies en fonction du nombre de semaines requises par la NA dans des régions où le taux de chômage était élevé avant 1994 (10 semaines), et, bien entendu, toutes ces demandes ne correspondaient pas nécessairement à des cessations d'emploi ayant pour but de s'adapter au nouveau régime d'AC. Storer et Van Audenrode (1998) se basent sur des données d'enquête tirées de dossiers administratifs pour évaluer si la réduction des périodes de prestations, faisant suite aux modifications de 1994, ont amené les travailleurs à accepter des emplois moins bien rémunérés par la suite. L'une des constatations intéressantes, déjà mentionnée plus haut, est que le nombre d'heures de travail par semaine semble diminuer à partir de 1994.

3 À titre d'exemple, ils montrent qu'en l'absence de toute adaptation comportementale, la perte du point de vue de la durée des prestations à la suite des changements de 1994 aurait été en moyenne de 16 semaines à Terre-Neuve. Concrètement, cette perte a finalement été de 7,6 semaines, ce qui correspond approximativement à la moyenne nationale après l'adaptation comportementale.

2. *Données et résultats de base*

2.1 Données

Les données sur lesquelles nous nous basons pour évaluer les effets sur l'emploi et les prestations du passage à un régime fondé sur les heures, sont tirées de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE). L'ECPIE renferme des données administratives reliées à une enquête. Plus précisément, on établit un échantillon des relevés d'emploi (RE) à la fin d'une période de travail, d'après l'ensemble des emplois se terminant un trimestre donné, puis on communique avec les travailleurs retenus pour former l'échantillon aux fins de l'enquête. Celle-ci permet de recueillir une foule de données sur les caractéristiques des individus, comme leur âge et leur niveau de scolarité; sur celles des employeurs, comme la taille de l'entreprise; et enfin, sur les caractéristiques du ménage, par exemple, les dépenses. L'ECPIE constitue donc une base de données unique qui convient tout à fait à l'étude des différents enjeux. En fait, notre étude aurait été beaucoup moins complète si nous n'avions pu avoir recours aux données de l'ECPIE. Avant l'arrivée de l'ECPIE, les chercheurs ne disposaient que de données administratives comportant une importante lacune, soit le manque d'information sur les caractéristiques individuelles, comme le niveau de scolarité et les ressources familiales, ou de données d'enquête à partir desquelles il fallait se livrer à de nombreuses extrapolations quant au nombre exact des périodes de travail utilisées pour établir les demandes[4].

Au moment de l'étude, les données disponibles comprenaient l'échantillon des relevés d'emploi (RE) constitué au troisième trimestre de 1997. Pour nous assurer de pouvoir comparer les données, nous nous sommes basés sur celles de la fin de chacun des trois premiers trimestres de 1996 et 1997. Puisque le travail autonome et certains emplois prenant fin en raison d'une démission ne sont pas admissibles à l'assurance-chômage (AC), nous nous sommes limités aux périodes d'emploi rémunérées se terminant par une mise à pied. De plus, comme l'avaient fait Green et Sargent (1998), nous avons scindé notre échantillon selon que les emplois étaient saisonniers ou non saisonniers. La répartition a été faite en fonction des réponses des travailleurs quant à la nature de leur formule de travail. Nous avons considéré comme étant saisonniers les emplois désignés comme tels par les travailleurs lors de l'enquête, de même que les emplois contractuels; toutes les autres formes de mises à pied ont été classées dans la catégorie des emplois non saisonniers.

Dans notre étude, nous nous penchons sur la durée de travail plutôt que sur celle de l'emploi, étant donné qu'une personne peut cumuler plusieurs emplois pour se rendre admissible à l'AC. Une période de travail est définie comme étant plusieurs semaines de travail consécutives. Ainsi, nous commençons par prendre en compte l'emploi correspondant au relevé sélectionné au départ, puis nous passons à celui qui l'a

---

4 Nous remercions tout particulièrement ceux qui ont consacré de nombreuses heures à la mise sur pied de l'ECPIE et ceux qui la gèrent actuellement, en particulier, Lars Vilhuber. Ils ont réussi à transformer un ensemble de données réellement complexes en un outil plus facile à utiliser qu'on ne pouvait l'espérer.

immédiatement précédé. Ce dernier sera ajouté à l'échantillon de RE si sa date de cessation se situe dans les deux semaines précédant le début de l'échantillon. S'il est effectivement ajouté au RE afin de constituer une période d'emploi, nous revenons encore plus loin en arrière et nous examinons l'emploi qui le précède en appliquant les mêmes critères[5]. Même si certains emplois précédents remontent trop loin pour pouvoir être intégrés dans la même période de travail, selon nos critères, le travailleur peut tout de même tenter de les inclure pour établir son admissibilité à l'AC. Ces emplois peuvent être retenus si un certain nombre de semaines coïncident avec la période de référence. Il importe de garder à l'esprit que la période d'admissibilité correspond à 52 semaines ou à la période de temps qui s'est écoulée depuis la fin de la dernière période de prestations, la plus courte étant retenue. Pour établir la période de référence, nous associons les RE aux dossiers des demandes de prestations de l'ECPIE. Nous prenons en compte la durée des emplois au cours des 52 semaines précédant le début de la période d'emploi, ou de la période écoulée depuis la fin de la dernière demande de prestations, la plus courte période étant retenue. Nous utilisons ces résultats pour calculer le nombre de semaines d'emploi admissibles, afin d'établir la période de prestations que le travailleur peut ajouter à la période d'emploi étudiée. Il est extrêmement important de procéder de la sorte pour examiner les changements qu'ont subi les périodes de prestations, sujet qui sera abordé à la section 3 de cette étude. Nos échantillons étaient constitués de 5 348 périodes de travail saisonnier et de 4 143 périodes de travail non saisonnier se terminant au cours des trois premiers trimestres de 1996, ainsi que de 4 316 périodes de travail saisonnier et de 3 287 périodes de travail non saisonnier prenant fin au cours des trois premiers trimestres de 1997.

5 S'il y a une interruption entre l'emploi précédent et le RE sélectionné, deux semaines par exemple, nous ne tenons pas compte de cette interruption de deux semaines dans le calcul de la durée totale de la période d'emploi.

3. *Répercussions sur la période de prestations et l'admissibilité*

Dans cette section, nous examinons les répercussions du passage à un régime fondé sur les heures du point de vue de l'admissibilité et du droit aux prestations. L'objectif précis du passage à un système fondé sur les heures consistait à étendre la couverture du régime aux travailleurs ayant une formule de travail non conventionnelle et à faire en sorte que l'assurance corresponde davantage à la quantité de travail réellement effectué (Nakamura et Diewert, 1997). Ainsi, en vertu de l'ancien régime, une personne qui avait travaillé 20 heures par semaine pendant 20 semaines générait le même nombre de semaines assurables qu'une autre ayant travaillé 40 heures par semaine pendant la même période de temps. En vertu de l'assurance-emploi (AE), cette dernière sera considérée comme ayant travaillé deux fois plus aux fins du calcul des semaines de prestations. Nous tenterons de déterminer si le passage à un régime fondé sur les heures a réellement modifié les critères d'admissibilité et le nombre de semaines de prestations, et quels sont les individus les plus touchés par ces changements.

Le tableau 2 présente une estimation des modifications de l'admissibilité pour un échantillon de travailleurs, selon les règles de l'assurance-chômage (AC) qui étaient en vigueur avant 1997 et selon celles de l'assurance-emploi qui les ont remplacées depuis. Ainsi, pour établir la première colonne du tableau, nous avons appliqué les règles antérieures à 1997 aux données relatives à la durée de la période d'emploi de l'échantillon des travailleurs saisonniers de 1996, dans le but de déterminer si, selon ces règles, chaque personne aurait été admissible aux prestations d'AC à la fin de la période de travail échantillonnée à partir des relevés d'emploi (RE)[6]. Nous avons également appliqué à ce même échantillon les règles postérieures à 1997 afin d'établir l'admissibilité des travailleurs selon les nouvelles règles[7]. Les deux modes de calcul diffèrent, principalement en raison du fait que celui de l'AE est basé sur les heures, tandis que celui de l'AC s'appuie sur le nombre de semaines. Mais ils diffèrent également du fait que les emplois nécessitant moins de 15 heures de travail habituelles par semaine n'étaient pas assurables avant 1997, alors qu'ils le devenaient à partir de cette date. La première colonne du tableau indique donc le pourcentage des emplois de l'échantillon saisonnier de 1996 qui, de non assurables en vertu des règles de l'AC, le sont devenus en vertu de l'AE (nous nous servirons de l'abréviation INEL→EL pour désigner cet ensemble). Le tableau indique également le pourcentage des personnes qui étaient admissibles en vertu de l'AC et qui ne le sont plus selon les règles de l'AE (nous nous servirons de l'abréviation EL→INEL pour désigner cet ensemble), et, enfin, le pourcentage de ceux qui étaient admissibles et

6 De cette manière nous avons tenu compte du nombre de semaines de travail effectué pendant la période de référence et dont la personne peut se prévaloir au début de la période d'emploi. Nous avons déjà abordé cette question dans la section sur les données.

7 Pour calculer le nombre total d'heures travaillées, nous avons multiplié le même nombre de semaines qui était utilisé pour établir l'admissibilité conformément aux règles antérieures à 1997 par le nombre d'heures de travail habituelles indiqué dans le relevé d'emploi échantillonné.

inadmissibles dans les deux cas. Nous avons appliqué ce calcul à l'échantillon de travailleurs saisonniers et non saisonniers des deux années. À l'instar de Kuhn et Sweetman (1998), on peut considérer que les résultats tirés de l'échantillon de 1996 donnent une idée de l'incidence réelle du changement de la règle de calcul, tandis que ceux qui découlent de l'échantillon de 1997 tiendraient compte de la réaction comportementale au changement des règles.

La donnée sans doute la plus frappante du tableau 2 est celle qui indique la faible importance de l'ensemble EL→INEL. Quel que soit l'échantillon retenu, le pourcentage des cessations d'emploi qui se traduisent par une perte d'admissibilité est inférieur à 1,5 p. 100. Dans le cas des travailleurs non saisonniers, ce pourcentage est de 1 p. 100 ou moins. Ainsi, l'hypothèse selon laquelle le fait de ne pas permettre aux entreprises de s'ajuster aux règles plus contraignantes de l'AC postérieures à 1994, en accordant moins d'heures de travail hebdomadaires à chaque employé, aurait des répercussions considérables sur l'admissibilité, se révèle sans fondement. Étant donné que l'on pourrait s'attendre à des répercussions importantes dans le cas des emplois saisonniers et que ces emplois sont en général, comme nous le montrerons plus loin, assortis d'un nombre plus élevé d'heures de travail, sans doute faut-il ne pas s'en étonner. Le passage à un régime fondé sur le nombre d'heures dans le cas des personnes qui travaillent habituellement plus de 35 heures par semaine, contribue à faciliter leur admissibilité à l'AC, compte tenu de la façon dont les seuils de la NA, établis en semaines, ont été convertis en nombre d'heures. Par ailleurs, le nouveau régime aurait permis à environ 5 p. 100 des travailleurs saisonniers et à 2,5 p. 100 des travailleurs non saisonniers de devenir admissibles s'il avait été appliqué à l'échantillon de 1996. Le changement des règles a donc contribué à une légère augmentation nette de l'admissibilité, mais cette augmentation est statistiquement significative[8].

Les colonnes 3 et 4 du tableau 2 indiquent le changement du statut des travailleurs, du point de vue de leur admissibilité, selon les données de 1997. On constate des tendances similaires à celles qui ont été observées à partir des données de 1996. Cependant, le pourcentage des travailleurs admissibles selon les règles de l'AE est plus faible dans le cas de l'échantillon des travailleurs saisonniers de 1997 que dans le cas de l'échantillon de 1996 (86,2 p. 100 comparativement à 88,3 p. 100). Si la différence entre les colonnes 1 et 3 n'était due qu'à l'adaptation comportementale au changement des règles, on pourrait s'attendre à ce que le pourcentage des personnes admissibles soit plus élevé en utilisant l'échantillon de 1997 que ce qu'on avait prévu pour l'échantillon de 1996. Ces résultats opposés démontrent que l'évolution du marché du travail pendant ces deux années a probablement eu plus d'effet que l'adaptation comportementale aux changements de l'AE.

Quelles sont les personnes dont l'admissibilité a subi un changement en raison du passage à un régime fondé sur le nombre d'heures? Les échantillons correspondant aux ensembles EL→INEL et INEL→EL sont relativement restreints (ainsi, seuls 61 travailleurs non saisonniers faisaient partie de l'ensemble EL→INEL d'après les données de 1997), mais

8 Ces résultats vont dans le même sens que ceux obtenus par Sweetman (1999).

on peut déceler quelques constantes. Tout d'abord, l'ensemble EL→INEL semble surtout composé de femmes travaillant à temps partiel ou une partie de l'année dans le secteur des services et le secteur public. Selon les données de 1997, 65 p. 100 des travailleurs saisonniers et 85 p. 100 des travailleurs non saisonniers de l'ensemble EL→INEL sont des femmes. Les personnes qui composent les ensembles EL→INEL saisonnier et non saisonnier ont déclaré, en moyenne, 20 heures habituelles de travail par semaine et un peu plus de 20 semaines de travail l'année précédente. Ce sont également, en général, des travailleurs à faible revenu, surtout dans le cas de la main-d'œuvre non saisonnière. L'ensemble INEL→EL est lui aussi constitué d'un nombre disproportionné de femmes, bien que de manière moins prédominante (près de 54 p. 100 des travailleurs non saisonniers de cet ensemble sont des femmes). En outre, ce sont généralement des travailleurs à temps partiel ayant un plus grand nombre de semaines de travail à leur actif, de même qu'un plus grand nombre d'heures de travail par semaine (en moyenne, 27 heures habituelles par semaine chez les travailleurs non saisonniers de l'ensemble INEL→EL) que ceux qui ne sont plus admissibles. Ils sont répartis plus uniformément dans les divers secteurs que ceux de l'ensemble EL→INEL, et leur salaire est supérieur à la moyenne. Par conséquent, tant les travailleurs de l'ensemble EL→INEL que ceux du groupe INEL→EL sont, en général, des travailleurs à temps partiel, ceux du groupe EL→INEL ayant des semaines de travail moins longues et donc un nombre d'heures travaillées légèrement trop bas pour être admissible. Le groupe EL→INEL semble être plus désavantagé et plus vulnérable et il faudrait, dans leur cas, se pencher sur le problème de la perte d'admissibilité; il n'en demeure pas moins que ce groupe est très restreint.

Même si les travailleurs ont été peu nombreux à perdre leur admissibilité à cause des nouvelles règles de l'AE, les organisations syndicales s'inquiètent du fait qu'un nombre relativement élevé d'employés doivent travailler pendant beaucoup plus de semaines pour être admissibles. Afin d'évaluer cette assertion, la figure 1 représente la fonction de distribution cumulative de la différence entre le nombre de semaines nécessaires pour atteindre le seuil d'admissibilité selon les règles de 1997, moins le nombre de semaines requis en vertu des règles de 1996 dans le cas des travailleurs saisonniers de l'échantillon de 1997. Les chiffres révèlent que près des trois quarts des travailleurs de l'échantillon devaient avoir accumulé le même nombre de semaines de travail, sinon, un peu moins, pour être admissible en vertu des nouvelles règles de l'AE. Cependant, on constate parallèlement que 11 p. 100 des travailleurs avaient besoin d'au moins 10 semaines supplémentaires pour établir leur admissibilité en vertu des nouvelles règles et que 6 p. 100 devaient avoir travaillé au moins 20 semaines de plus que lorsque les règles de 1996 étaient en vigueur. Ainsi, bien qu'il soit plus facile pour la plupart des travailleurs de devenir admissibles en vertu de l'AE, un grand nombre d'entre eux doivent travailler pendant beaucoup plus de semaines pour être admissibles selon le nouveau régime. Le fait que, même en utilisant les données de 1996, peu de travailleurs risquaient de devenir inadmissibles en vertu de l'AE, signifie que la plupart de ceux qui avaient besoin d'un plus grand nombre de semaines de travail avaient déjà un régime de travail leur permettant d'accumuler ces semaines supplémentaires.

Pour évaluer les répercussions des modifications de l'AE sur la durée de la période de prestations, nous avons fait un exercice similaire à celui du tableau 2, mais en calculant le

total des semaines de prestations en vertu des deux régimes plutôt qu'en nous fondant uniquement sur le nombre de personnes qui étaient admissibles. Nous avons calculé le nombre de semaines de prestations d'après les règles en vigueur de 1990 à 1994, de 1994 à 1996, et celles postérieures à 1996 (AE). À la figure 2, nous représentons la fonction de distribution cumulative (FDC) des semaines de prestations selon ces trois règles de calcul appliquées à l'échantillon de 1997 des travailleurs non saisonniers. Le point situé à l'extrémité gauche de chaque courbe indique le pourcentage de ceux qui n'ont droit à aucune prestation, ce qui porterait à penser que le changement à la règle de 1994 a eu peu d'incidence sur l'admissibilité des individus de ce groupe (comme l'indiquent Kuhn et Sweetman, 1998, et comme le prévoyaient Green et Sargent, 1998). Mais, si l'on en croit le tableau 2, le passage à l'AE a eu pour effet net de réduire le pourcentage des personnes qui n'étaient pas admissibles. Une grande partie de cette réduction semble être reliée à l'élimination de l'exigence selon laquelle un emploi doit comporter plus de 15 heures de travail par semaine pour être assurable.

D'après nos calculs, 11 p. 100 de l'ensemble des travailleurs de 1997, saisonniers et non saisonniers combinés, ne font pas suffisamment d'heures de travail pour être admissibles en vertu des règles de l'AE. Dans un récent rapport de Développement des ressources humaines Canada (DRHC), publié en 1998, on évalue que 22 p. 100 des personnes sans emploi qui avaient été mis à pied ou avaient démissionné pour un motif valable en 1997 (groupe le plus semblable à celui de notre échantillon) ne répondaient pas à la norme d'admissibilité. La différence entre ces deux chiffres pourrait s'expliquer par le fait que ceux de DRHC sont basés sur une enquête portant sur les chômeurs à une période déterminée plutôt que sur des données administratives sur les cessations d'emploi, comme c'est le cas pour nous ici. Autrement dit, DRHC utilise une mesure établie en fonction de la diversité pour déterminer la proportion des chômeurs qui ne satisfont pas aux critères d'admissibilité, alors que nous employons une mesure établie en fonction du mouvement. D'autres critères d'échantillonnage peuvent également expliquer ces différences, par exemple, le fait qu'ils n'aient considéré que les chômeurs ayant travaillé au cours des 12 derniers mois.

Du point de vue de la durée des prestations, la plus grande modification découle des changements de 1994, qui ont provoqué une forte baisse à cet égard. Alors que 35 p. 100 des travailleurs de l'échantillon auraient eu droit à 50 semaines de prestations selon les règles antérieures à 1994, ils auraient été moins de 15 p. 100 à pouvoir en bénéficier en vertu des règles de 1994-96. En réalité, la courbe de distribution des prestations entre 20 et 50 semaines se déplace vers la gauche, jusqu'à concurrence de 10 semaines après 1994. Les modifications de l'AE entraînent, en moyenne, une légère augmentation des prestations entre 20 et 45 semaines, ce qui n'est pas surprenant compte tenu du fait que le nombre d'heures habituelles de travail par semaine est supérieur à 35 dans cet échantillon.

La figure 3 présente les mêmes renseignements que la figure 2, mais pour les travailleurs saisonniers cette fois. Dans leur cas, le taux d'inadmissibilité est supérieur à celui des travailleurs non saisonniers et le régime de l'AE s'est traduit une fois de plus par une nette amélioration pour ce groupe. L'entrée en vigueur des changements de 1994 a de nouveau entraîné un déplacement vers la gauche de la courbe de distribution des prestations, mais

celui-ci est beaucoup plus important que celui que nous avons pu observer dans le cas des travailleurs non saisonniers, ce qui corrobore les résultats obtenus par Kuhn et Sweetman (1998) et Storer et Van Audenrode (1998). Le passage au régime de l'AE augmente, ici encore, la durée des prestations, la distribution des prestations se déplaçant, dans ce cas, de deux à trois semaines vers la droite. La figure 4, quant à elle, présente les FDC des prestations pour les travailleurs saisonniers qui ont travaillé de 10 à 20 semaines; c'est un groupe qui a subi des pertes particulièrement importantes à la suite des changements de 1994. Là encore, en raison du fait que les travailleurs de ce groupe affichent habituellement un grand nombre d'heures par semaine, le régime de l'AE a amélioré considérablement leur admissibilité et la durée de leur période de prestations.

Bien que les chiffres indiquent généralement une légère augmentation de l'admissibilité lors du passage à l'AE, ce phénomène peut cacher d'importants changements au niveau des prestations individuelles. La figure 5 illustre la FDC correspondant aux changements dans la durée des prestations résultant du passage du mode de calcul prévalant en 1996 à celui correspondant aux règles de 1997 pour les échantillons de travailleurs saisonniers de 1996 et 1997. Dans le cas de l'échantillon de 1997, la figure montre qu'environ 30 p. 100 des personnes constituant cet échantillon ont perdu leur droit aux prestations à la suite de cette transition, que 28 p. 100 n'ont connu aucun changement, que 33 p. 100 ont gagné de une à dix semaines, et que 9 p. 100 en ont gagné plus de dix. On constate donc un certain équilibre entre l'augmentation et la diminution des périodes de prestations, mais davantage de fortes augmentations que de fortes diminutions.

Le tableau 3 présente les caractéristiques moyennes de l'échantillon des groupes de personnes dont la durée des prestations, à la suite du passage à l'AE, a diminué de plus de cinq semaines (colonne 1); est restée inchangée (colonne 2); et a augmenté de plus de cinq semaines (colonne 3). La proportion de travailleurs rattachée aux données de chaque colonne est de 0,082, 0,28 et 0,16, respectivement. Les caractéristiques présentées dans le tableau dénotent une situation complexe. La différence la plus frappante entre les groupes concerne la répartition selon le sexe des personnes : 73 p. 100 de ceux qui ont vu augmenter la durée de leurs prestations sont des hommes, comparativement à 50 p. 100 de ceux pour qui rien n'a changé et 30 p. 100 seulement de ceux qui ne sont plus admissibles. Les moyennes relatives à d'autres caractéristiques sont cependant étonnamment différentes elles aussi. Parmi les personnes qui ont subi une baisse de leurs prestations, 20 p. 100 n'ont pas terminé leurs études secondaires, comparativement à 38 p. 100 dans le cas de ceux pour qui elles ont augmenté. Par contre, 27 p. 100 des gens dont les prestations ont baissé possèdent un diplôme universitaire par rapport à 11 p. 100 seulement de ceux qui ont bénéficié d'une augmentation. Le nombre d'heures travaillées par semaine est nettement inférieur chez ceux dont les prestations ont baissé par rapport à ceux pour qui elles ont augmenté (20,7 et 55,6, respectivement). On pouvait s'y attendre puisque les personnes dont les prestations seront réduites lors du passage à un régime fondé sur les heures sont celles qui travaillent peu d'heures par semaine, tandis que celles qui travaillent plus d'heures par semaine verront leurs prestations augmenter. Les travailleurs dont le nombre de semaines de prestations augmente se retrouvent de façon disproportionnée dans les industries saisonnières (primaire, transformation des produits alimentaires et construction), une forte proportion d'entre eux ayant déjà travaillé

auparavant pour le même employeur. Par contre, les personnes dont les prestations ont diminué se retrouvent principalement dans le secteur public et celui des services. Enfin, le salaire moyen des gens qui voient la durée de leur période de prestations augmenter ou diminuer est nettement supérieur à la moyenne de l'ensemble de l'échantillon qui est de 13,88 $; toutefois, leur salaire médian se rapproche de celui de l'échantillon, qui est de 12 $.

Prises dans leur ensemble, les proportions relatives aux différentes caractéristiques présentées au tableau 3 laissent voir un déplacement des prestations en faveur des travailleurs saisonniers masculins ayant peu de scolarité au détriment des travailleuses plus instruites et des travailleurs du secteur public et de celui des services. Le groupe qui bénéficie d'une augmentation, tout comme celui qui subit une diminution, semble être constitué de personnes dont le salaire est élevé; toutefois, le fait que les moyennes et les médianes soient si différentes indique que la répartition des salaires est très asymétrique dans les deux groupes. Ainsi, on constate que dans les deux groupes certains ont un salaire très élevé, alors que la médiane démontre qu'une grande partie des autres touchent un salaire similaire à celui de l'ensemble des travailleurs mis à pied. En fait, le groupe qui a subi une réduction de sa période de prestations est en quelque sorte bimodal. Le premier 50 p. 100 de ces personnes à l'échelon supérieur, établi en fonction de la rémunération, touchent un très bon salaire, sont fortement syndiqués et appartiennent au secteur public (p. ex., les enseignants et les infirmières). La moitié de l'échelon inférieur est constituée d'employés beaucoup moins bien payés, moins instruits et non syndiqués la plupart du temps, et qui travaillent dans le secteur des services[9]. On observe le même genre de phénomène chez les personnes dont la durée des prestations augmente, la moitié de ces salariés appartenant à l'échelon inférieur étant même moins instruits que ne l'indique le tableau 3. Par conséquent, même s'il est possible de faire une nette distinction entre ceux qui bénéficient d'une augmentation de la période de prestations et ceux qui accusent une baisse lors du passage à un régime fondé sur les heures, il est difficile de porter un jugement clair sur la nouvelle répartition. Le changement de système se traduit par une redistribution au profit des travailleurs saisonniers masculins moins spécialisés, dont plusieurs gagnent néanmoins un bon salaire. La redistribution ne favorise pas les deux groupes de travailleuses que sont, d'une part, les employées bien payées et syndiquées occupant un emploi à temps partiel dans le secteur public, et, d'autre part, les employées à temps partiel moins bien payées et non syndiquées qui travaillent dans le secteur des services. Ainsi, le changement de régime a entraîné une redistribution favorable à un groupe de travailleurs « non conventionnels » au détriment d'un autre. Enfin, il convient de réitérer que, quelle que soit la composition de ces groupes, celui dont la durée des prestations augmente est nettement plus important que celui pour qui elle diminue.

L'autre caractéristique de la figure 5 est qu'elle présente le changement des FDC sur le plan de la période de prestations à partir des échantillons de travailleurs saisonniers de 1996 et 1997. Une différence entre les FDC de chacun de ces deux échantillons pourrait

---

9 Dans le cas des 50 p. 100 qui ont subi une baisse de leur période de prestations, 29 p. 100 n'ont pas complété leurs études secondaires, 18 p. 100 sont syndiqués, 23 p. 100 travaillent dans le secteur public et 63 p. 100 dans le secteur des services.

indiquer une adaptation comportementale aux nouvelles règles, et on remarque effectivement une différence dans les FDC, représentant une réduction de une à cinq semaines. La probabilité de perdre de deux à cinq semaines d'admissibilité lors du passage au régime de l'AE est plus élevée d'environ 3 p. 100 dans l'échantillon de 1997 par rapport à celui de 1996. Ce résultat pourrait s'expliquer par l'adaptation comportementale de certains employés qui travailleraient moins d'heures ou moins de semaines suite à la mise en vigueur du nouveau régime. Dans le reste de l'étude, nous nous efforçons de déterminer l'ampleur et la forme de cette adaptation comportementale.

4. *Réactions comportementales*

Nous allons maintenant nous pencher sur les réactions comportementales éventuelles que pourrait entraîner le passage à un régime fondé sur les heures. Tout d'abord, nous essaierons d'analyser ces réactions du point de vue de la durée des emplois, calculée en semaines. Si nous optons pour cette solution, c'est parce qu'il est ainsi plus facile de faire le lien avec des études antérieures qui portaient sur les répercussions de la norme d'admissibilité, et que la semaine reste une unité de calcul naturel pour l'étude, compte tenu du fait que les nouvelles méthodes de calcul relatives à l'admissibilité et au droit aux prestations sont souvent les mêmes, à ceci près qu'il faut multiplier par 35 les résultats obtenus avant la mise en vigueur des règles régissant l'assurance-emploi (AE). Nous pensons également que l'erreur sera nettement plus faible si l'on mesure la durée en semaines et en nombre d'heures habituelles de travail hebdomadaires plutôt qu'en heures. Il convient de constater que, compte tenu des résultats présentés dans la section précédente, on pourrait s'attendre à une certaine adaptation comportementale, quoique de faible amplitude. Nous allons maintenant essayer de déterminer si des changements comportementaux sont bel et bien survenus.

4.1 Hasards empiriques

Nous commencerons par examiner les hasards empiriques selon la région d'assurance-chômage (AC). Le taux de hasard empirique à la semaine W est la probabilité qu'une période d'emploi se termine la semaine W, sous réserve qu'elle dure au moins jusque-là. Le hasard empirique se calcule en établissant le rapport entre le nombre de périodes d'emploi terminées à la semaine W et le nombre de périodes d'emploi qui risquent d'arriver à terme cette même semaine (c.-à-d. le nombre de périodes observées ayant duré au moins W semaines). Aux fins de cette première évaluation, nous avons groupé les régions en fonction de la norme d'admissibilité applicable. Avant 1997[10], elle était basée sur le nombre de semaines de travail pendant la période de référence et sur le taux de chômage de la région d'assurance-chômage, d'où les neufs niveaux potentiels de la norme d'admissibilité apparaissant dans la colonne 2 du tableau 1[11]. Nous avons réparti les données en neuf régions selon les niveaux potentiels d'admissibilité définis au tableau 1. À partir du 1er janvier 1997, la norme d'admissibilité est calculée en fonction du nombre d'heures, mais les conditions sont les mêmes qu'avant 1997, soit le nombre de semaines tout simplement multiplié par 35. La norme d'admissibilité selon le nombre d'heures est présentée à la colonne 3 du tableau 1. Le nombre de niveaux possibles d'admissibilité et les groupements régionaux restent inchangés[12], de telle sorte que nous représentons sur les

---

10 Dorénavant, lorsque nous ferons référence au régime d'assurance-chômage antérieur à 1997, il s'agira du régime en place immédiatement avant le passage à l'AE.

11 La norme d'admissibilité est également différente dans le cas des nouveaux venus sur le marché du travail. Notre définition de la variable de la norme d'admissibilité est l'estimation de modèles de durée qui tiennent compte de cette norme d'admissibilité distincte.

12 Les régions géographiques d'AC dont il est question dans chaque groupe de la norme d'admissibilité (NA) ne restent pas fixes pendant des années. Certaines changent de norme d'admissibilité en raison de l'évolution du taux de chômage d'une année à l'autre.

mêmes figures la durée de l'emploi en semaines pour chacune des régions établies selon la norme d'admissibilité (NA) avant et après le 1er janvier 1997. De plus, nous répartissons les données selon que l'emploi est à caractère saisonnier ou non saisonnier. Notre décision s'appuie sur les constatations de Green et Sargent (1998), selon lesquelles les répercussions du paramètre de la politique de l'AC sont différentes pour les travailleurs saisonniers et les travailleurs non saisonniers, et sont bien plus importantes dans le premier cas. Les résultats sont présentés dans les figures 6 à 23. Dans chaque cas, le graphique de 1996 correspond aux cessations d'emploi des trois premiers trimestres de cette même année, et celui de 1997 à celles des trois premiers trimestres de 1997[13]. À ce stade, nous n'avons de données que jusqu'au troisième trimestre de 1997. Les graphiques originaux par trimestre, pour la période antérieure à 1997, montrent une forte variation saisonnière des points de hasard. Afin de pouvoir comparer les données, nous avons donc également restreint celles de 1996 aux trois premiers trimestres de l'année. La ligne verticale continue indique les normes d'admissibilité antérieures à 1997 pertinentes à chacune des régions.

L'un des éléments qui saute aux yeux dans ces 18 figures est le grand nombre de pointes dans chacune[14]. Comme nous l'avons mentionné précédemment, un effet de la NA devrait, en principe, se traduire par une pointe du taux de hasard au seuil de la NA ainsi que par une augmentation de la valeur moyenne des hasards après la NA plutôt qu'avant. La présence d'un grand nombre de pointes naturelles dans la courbe de hasard pour chaque semaine rend très difficile de déterminer l'existence d'un effet de la NA par la seule observation des points de hasards empiriques. Cependant, cette réserve étant faite, les hasards empiriques des employés permanents (figures 15 à 23) ne fournissent presqu'aucune indication qui témoignerait d'un effet de la NA, quelle que soit l'année. Dans la plupart des régions de la norme d'admissibilité, le hasard est en réalité inférieur à la moyenne au point repère de la NA.

Dans le cas des employés saisonniers (figures 6 à 14), les taux de hasards empiriques fournissent un peu plus d'indications quant à l'existence d'un effet de la NA, particulièrement dans les régions où le taux de chômage est supérieur à 13 p. 100. Dans ce cas, le hasard est considérablement plus faible avant qu'après la NA et on peut constater la présence d'une pointe au seuil de la NA en semaines. Il est intéressant de remarquer que la pointe correspondant au seuil de la NA antérieur à 1997 (12 semaines) est beaucoup plus marquée cette même année qu'en 1996 dans la région où le taux de chômage est supérieur à 13 p. 100. En particulier, alors même que la représentation des données de 1996 confirme les prévisions concernant les répercussions de l'AC, la pointe que l'on peut observer à 12 semaines est moins élevée que celles que l'on trouve à d'autres

---

13 Alors même que le régime de 1997 est fondé sur les heures travaillées déclarées, le RE indique toujours la durée de l'emploi en nombre de semaines. Cette dernière information est utilisée pour établir la durée en semaines des périodes d'emploi en 1997.

14 La taille de l'échantillon de chaque région de NA s'établit comme suit : pour 1996 (dans l'ordre des figures), 71, 220, 740, 870, 641, 480, 227, 411, 1696, 66, 200, 717, 995, 558, 444, 246, 234, 778; et pour 1997 (dans l'ordre des figures), 84, 475, 434, 543, 250, 182, 465, 324, 1559, 71, 384, 449, 706, 219, 158, 370, 280, 650. La taille réduite de l'échantillon dans les régions où le taux de chômage est inférieur à 6 p. 100 est la cause des pointes de hasard très prononcées que l'on remarque dans les figures 1 à 10.

semaines, ce qui n'est pas le cas en 1997. Que la représentation des données soit différente en 1997 n'est pas ce à quoi on pouvait s'attendre relativement au passage à un régime fondé sur les heures. On aurait raisonnablement pu s'attendre à une pointe moins prononcée de la NA en 1997, puisque l'adoption d'une norme d'admissibilité fondée sur les heures a pour effet de faire varier, selon le nombre d'heures travaillées chaque semaine, le nombre de semaines exigées pour avoir droit aux prestations. On constate également en 1997 une pointe plus élevée correspondant à la NA antérieure à 1997 dans la région où le taux de chômage se situe entre 10 p. 100 et 11 p. 100. Les données de la plupart des autres régions ne permettent pas d'affirmer que l'on retrouve une pointe au seuil de la NA. La représentation graphique des hasards empiriques pour les deux années montre qu'il peut être risqué d'essayer de tirer trop de conclusions de ces seules figures quant à l'effet de la NA. On pourrait ainsi considérer une pointe des hasards à 16 semaines, en 1996, dans la région où le taux de chômage se situe entre 9 p. 100 et 10 p. 100, comme la preuve d'un effet de la NA si ces hasards étaient représentés de façon isolée. Cependant, la courbe des hasards de 1997 présente une pointe semblable à 17 semaines, ce qui porterait à croire que ces pointes pourraient correspondre à la cessation d'emplois d'une durée de quatre mois plutôt qu'à un effet de la NA. Dans l'ensemble, les figures 6 à 23 soulèvent la possibilité d'un effet de la NA dans le cas des travailleurs saisonniers des régions où le taux de chômage est élevé, mais donnent peu d'indices facilement observables pour ce qui est des travailleurs saisonniers des autres régions et des travailleurs non saisonniers dans l'ensemble des régions. Tant les effets apparents importants constatés chez les travailleurs saisonniers que le fait que la tendance la plus frappante de la norme d'admissibilité soit caractéristique de la région où le taux de chômage est supérieur à 13 p. 100 corroborent les constatations de Green et Sargent (1998). En 1997, l'effet de la norme d'admissibilité dans ces régions semble s'être accentué plutôt que dissipé, comparativement à 1996.

4.2 Modèles économétriques des répercussions de l'AC

4.2.1 Approche de l'estimation

Une simple comparaison des hasards empiriques avant et après la transition entre les deux régimes s'avère utile pour mettre en évidence les différentes tendances et soulever quelques questions, mais elle est insuffisante pour tirer des conclusions quant à l'effet du changement de politique. Avec le temps, des différences pourraient apparaître en raison de l'évolution de la situation du marché du travail et de la composition de la main-d'œuvre, ainsi que des changements dans les régions géographiques constituant un groupe donné du point de vue de la NA au fil des années. De plus, ce que nous cherchons à démontrer, c'est essentiellement une tendance de la fonction de hasard qui comporterait une pointe à la valeur correspondant au nombre de semaines exigées selon le seuil de la norme d'admissibilité. Bien que certains schémas semblent illustrer des effets de l'AC, surtout dans la région où le taux de chômage est supérieur à 13 p. 100, on ne peut affirmer que tel est le cas uniquement en examinant les hasards empiriques. Des pointes peuvent exister tout simplement à cause de constantes dans la transmission des données, comme le fait que les gens quittent leur emploi à la fin du mois. Elles pourraient, de la même façon, disparaître les années suivantes en raison des variations mensuelles (comme le

nombre de semaines incluses dans un mois, par exemple) plutôt qu'à la suite d'un changement de politique. Dans cette section, nous évaluons des modèles de durée comprenant un ensemble de covariables qui permettent de tenir compte des caractéristiques des travailleurs et de la situation du marché du travail, et un autre ensemble de covariables qui permettent de déterminer l'effet éventuel de l'AC. Nous optons pour une mesure de la durée en semaines afin de pouvoir faire plus facilement le lien avec les études antérieures[15].

Notre évaluation se fonde sur un modèle de hasards proportionnels, dans lequel

$$1) \quad h_i(W) = h_0(W)\exp(x_i(W)'\beta)$$

$h_i(W)$ étant la fonction hasard de la personne i au cours de la semaine W, $h_0(W)$, étant la fonction de hasard « de base » commune à tous les individus, $x_i(W)$, un vecteur des caractéristiques observables qui peut varier en fonction de W, et β, un vecteur paramétré. À différentes valeurs de $x_i(W)'\beta$, la fonction hasard de l'individu i remonte ou redescend proportionnellement au hasard de base. Le vecteur β peut différer selon trois plages de semaines : 1 à 11, 12 à 20, et plus de 20. De cette façon, l'effet des covariables sur la probabilité conditionnelle d'une mise à pied est le même pour n'importe quelle semaine dans une plage donnée (p. ex., semaines 5 et 6), mais diffère pour les semaines faisant partie de plages différentes (p. ex., semaines 5 et 12). Ainsi, il est possible d'établir des différences plus complexes dans la distribution des semaines chez les travailleurs dont les caractéristiques sont différentes et, par conséquent, de faire une évaluation plus précise et plus fiable des répercussions de l'AC.

Compte tenu du fait que nous nous intéressons à la position des pointes de hasard, il est préférable d'utiliser une méthode d'évaluation permettant de faire une étude directe du hasard de base plutôt qu'une méthode qui impose une forme paramétrique de la fonction de base, ou qui l'élimine tout simplement. Nous avons adopté les spécifications de Meyer (1990), qui permettent de représenter le hasard de base à l'aide d'une série de variables nominales correspondant à chaque semaine de durée possible.

---

15 Comme les règles de l'AE sont fondées sur des blocs de 35 heures, il est naturel, même dans ce cas, d'étudier les courbes de données en appliquant un niveau d'agrégation plus élevé que les heures. Nous avons envisagé la possibilité de travailler en nombre de « semaines normales », une semaine normale comportant 35 heures de travail. La difficulté de cette approche est qu'elle complique énormément la possibilité de faire un lien avec les covariables temporelles, comme le taux de chômage. Nous avons, par conséquent, décidé de nous concentrer sur le nombre de semaines travaillées. Compte tenu du fait que nous avons constaté peu de réaction comportementale du point de vue du nombre de semaines travaillées ou du nombre d'heures par semaine, la réaction doit être également faible du point de vue du total des heures travaillées.

En supposant que $x_i(W)$ ne varie pas dans une semaine donnée, Meyer (1990) montre qu'avec un modèle de hasards proportionnels observés en temps continu, à des intervalles discrets, la fonction logarithmique de vraisemblance appropriée a une influence sur la i^e période selon l'équation,

$$2) \quad l_i(k/x_i,\gamma,\beta) = \delta_i \log[1 - \exp(-\exp[\gamma(k_i) + x_i(k_i)'\beta])] - \sum_{H=1}^{k_i-1} \exp[\gamma(H) + x_i(H)'\beta]$$

dans laquelle k_i est la durée observée de la i^e période d'emploi, $\gamma(k)$ est le paramètre de base correspondant à la k^e semaine, et où δ_i est égal à 1 si la période d'emploi se termine avant d'être censurée. Là encore, pour la simplicité de l'interprétation, cette formule est présentée comme s'il n'y avait qu'un seul vecteur β, mais dans le véritable calcul de l'estimation, le vecteur β varie selon les plages mentionnées précédemment. La somme de 2) par rapport à i permet d'établir la fonction logarithmique de vraisemblance complète. Nous appliquons ce modèle aux travailleurs saisonniers et non saisonniers séparément, pour chaque année.

Notre but lors de l'évaluation de ces modèles est de déterminer l'effet du régime d'AC sur le taux de hasard de l'emploi. Pour ce faire, nous incorporons une série de variables reliées aux incitatifs associés à la norme d'admissibilité, le principal étant le seuil de la NA, qui est égal à 1 la semaine où la norme d'admissibilité est atteinte. Ainsi, la NA est une covariable temporelle, dont la valeur est 0 les semaines qui précèdent le seuil pertinent de la NA; 1, la semaine où cette norme est atteinte (que la période d'emploi se termine ou non pendant la semaine en question); et 0, toutes les semaines suivantes. Nous avons également inclus des variables nominales de même nature pour les plages 1 et 2, 3 à 5, 6 à 10 et 11 semaines ou plus avant le seuil de la norme d'admissibilité. Outre les effets de la NA, nous examinons les effets résultant du fait que les travailleurs saisonniers ont un nombre suffisant de semaines donnant droit à des prestations pour compléter le reste de la période de 52 semaines. Dans le cas de ceux qui ont l'intention de retourner au travail au début de la saison suivante, cela correspond au point repère où ils peuvent toucher le maximum de prestations d'AC. S'ils travaillaient une semaine de moins, ils n'auraient pas droit à un nombre suffisant de semaines de prestations pour se rendre jusqu'à la saison suivante; s'ils travaillaient une semaine de plus, il ne leur resterait plus suffisamment de temps avant la saison suivante pour toucher des prestations d'AC, de sorte que le total des prestations reçues serait dans ce cas inférieur. Green et Sargent (1998) constatent qu'en 1989, il y avait une plus forte concentration de cessations d'emploi saisonnier au point repère où les prestations sont au maximum qu'au niveau de la NA. Pour étudier cet effet, nous avons inclus une covariable temporelle égale à 1 la semaine où l'individu devient admissible à suffisamment de prestations pour couvrir le reste d'une période de 52 semaines[16] (ce que nous appelons le point MAXYR), et une autre qui est égale à 1, pour

16 En fait, pour tenir compte de la période d'attente de deux semaines qu'il faut observer avant de recevoir des prestations, nous avons retenu la semaine au cours de laquelle le nombre de semaines travaillées ajouté au nombre de semaines de prestations est égal à 50.

les semaines comprises entre la NA et le point MAXYR. Puisque nous nous attendons à ce que l'effet de l'année ne se fasse sentir que dans le cas des travailleurs saisonniers, nous tenons compte de ces dernières variables seulement dans les estimations portant sur les échantillons de travailleurs saisonniers. Les variables relatives à l'AC génèrent des effets définis en fonction des taux de hasards correspondant aux semaines au-delà de la NA dans le cas des travailleurs non saisonniers, et aux semaines au-delà du point MAXYR pour les travailleurs saisonniers.

Si nous retournons à l'équation 1), il convient d'examiner le vecteur x scindé en deux parties : x_{1i}, qui contient des covariables temporelles invariantes, comme le sexe, et x_{2i}, qui comporte des covariables temporelles variantes, dont les variables d'AC que nous venons de définir. La composante x_{1i} détermine l'amplitude de la fonction de hasards à tous les points pour une personne présentant telle ou telle caractéristique, tandis que la composante x_{2i} et le hasard de base déterminent la façon dont le hasard varie en fonction de W. Le taux de hasard de base reflète la dépendance de la durée, autrement dit le fait que le taux d'abandon d'un emploi varie en fonction de la durée de l'emploi, les effets de l'AC demeurant constants. Les effets estimés de l'AC reflètent la dépendance de la durée découlant directement du régime d'AC. Notre objectif consiste à faire une distinction entre ces deux types de dépendance de la durée. Il faut signaler que la définition du hasard de base comme fonction échelon de W permet d'établir un schéma de base très souple de la dépendance de la durée[17].

Les effets de l'AC sont déterminés principalement en fonction des différents seuils de la NA selon les régions d'AC et, à l'intérieur de ces régions, selon le temps et les fluctuations du taux régional de chômage. Ajouté à une variation similaire de la durée des prestations, cela entraîne également une variation du point MAXYR. Ainsi que l'expliquent Green et Sargent (1998), la combinaison de ces deux types de variation se traduit par une variation substantielle des paramètres du régime d'AC. Le fait que la variable de la NA soit reliée à la variation du taux de chômage régional de l'AC dénote la possibilité que notre évaluation finisse par établir l'effet de ces variations sur le taux de chômage plutôt que les effets de l'AC. Nous définissons les effets de la NA sur le chômage de deux façons. Tout d'abord, nous incluons le taux de chômage provincial comme covariable temporelle variante de l'estimation. Étant donné que les provinces, à l'exception de l'Île du Prince-Édouard, sont découpées en plusieurs régions d'AC, une certaine variation de la mesure du taux de chômage est reliée à l'évolution de la situation de la main-d'œuvre dans les régions d'AC autres que celle où réside l'individu, ce qui n'entraînera pas de modification de sa norme d'admissibilité. Deuxièmement, la non-linéarité des barèmes de transformation des taux de chômage en paramètres de l'AC contribue à faciliter l'identification.

Le tableau 4 présente les définitions des variables et les moyennes des covariables utilisées dans l'analyse. Les moyennes sont présentées séparément selon l'année et le

17 On pourrait, par ailleurs, établir que le hasard de base est une fonction polynomiale de W, mais, de cette façon, on manquerait de relever les pointes. Si les points repères reliés à l'AC correspondaient aux pointes communes, on risquerait alors de les attribuer aux effets de l'AC.

caractère saisonnier ou non de l'emploi. La variable du salaire est incluse afin de vérifier les changements éventuels de la distribution des salaires au fil des ans. Ces changements pourraient influencer la décision des entreprises de mettre des travailleurs à pied. Le taux de chômage est inclus afin de s'assurer que les variables de la NA ne relèvent pas accidentellement des différences relatives à la situation du marché du travail à laquelle sont confrontées différentes personnes. Bien que l'on considère que les périodes de travail que nous examinons correspondent toutes à des mises à pied, il est souvent difficile de faire une distinction entre les décisions personnelles et les décisions des entreprises de mettre du personnel à pied. Cela est particulièrement vrai dans le cas des mises à pied saisonnières, alors que les employés savent, au moment d'accepter leur emploi, que ce dernier prendra fin, et à peu près à quelle date. C'est pourquoi nous incluons une série de variables correspondant aux préférences personnelles quant à la durée de l'emploi (homme, marié, cplc et spswrk), en plus des caractéristiques des individus (variables de l'âge et de l'éducation) et des variables reliées à l'entreprise et à l'interaction entre entreprise et employé (taille de l'entreprise, industrie, empbf, syndicat). Notre objectif global est de vérifier les déterminants de la durée du travail pour nous assurer que les changements survenus dans la répartition de la durée de l'emploi en 1997, par rapport à 1996, sont véritablement attribuables à des changements de répartition des covariables (p. ex., la répartition en fonction de l'industrie), et non attribués, par erreur, à un changement de politique.

Les moyennes covariantes présentées au tableau 4 montrent des différences importantes entre les travailleurs saisonniers et non saisonniers, ainsi que des différences substantielles d'une année à l'autre. Quand on examine ces moyennes, il importe de se souvenir que l'échantillon porte sur les périodes d'emploi qui se terminent à la fin d'une année donnée. Ainsi, dans cet échantillon, les travailleurs ayant une éducation de niveau universitaire sont sous-représentés par rapport à l'ensemble de la main-d'oeuvre parce que ces personnes sont moins susceptibles de perdre leur emploi. Cela dit, parmi les travailleurs dont la période d'emploi se termine au cours des trois premiers trimestres de 1996 ou de 1997, les travailleurs saisonniers se retrouvent le plus souvent dans les provinces où le taux de chômage est élevé. Ils sont plus jeunes, et ce sont généralement des hommes qui, bien souvent, n'ont pas terminé leurs études secondaires, mais ils sont également plus susceptibles d'avoir une éducation de niveau universitaire; il y a moins de chances que leur conjoint ou conjointe travaille, mais il est plus probable qu'ils aient eux-mêmes déjà travaillé pour leur employeur auparavant; ils ne sont en général pas syndiqués et se retrouvent le plus souvent dans l'industrie primaire, la transformation des aliments, la construction ou le secteur public. Ces constatations sont conformes à l'image que l'on se fait la plupart du temps d'un travailleur saisonnier. Entre 1996 et 1997, au moins deux changements majeurs ont touché les travailleurs de l'échantillon. Tout d'abord, le salaire moyen des travailleurs saisonniers a chuté, tandis que celui des travailleurs non saisonniers a augmenté d'un montant pratiquement égal. Deuxièmement, le taux de chômage des travailleurs saisonniers a subi une hausse d'un demi point de pourcentage. Nous tiendrons compte de ce genre de fluctuation des covariables en nous appuyant sur les estimations tirées du modèle de durée décrit précédemment.

4.2.2 Résultat des estimations

Nous présentons le résultat des estimations tirées du modèle de durée sous forme de tableaux et de figures. Le tableau 5 affiche une estimation des coefficients non reliés à l'AC et les écarts-types correspondants pour chacun des trois échantillons retenus. Là encore, il importe de se rappeler que les coefficients des covariables non temporelles peuvent différer selon les trois plages de semaines retenues. Au cours des semaines 1 à 11, les estimations tendent à montrer que, dans tous les groupes, les hommes sont plus susceptibles de connaître une cessation d'emploi que les femmes, et ce, de manière statistiquement significative. Les effets reliés à la scolarité ne sont pas très bien définis en général, même si les individus qui n'ont pas terminé leur secondaire risquent davantage de faire face à une cessation d'emploi que ceux qui ont un diplôme universitaire. Les données reliées à l'effet de la taille de l'entreprise affichent des valeurs de plus en plus négatives entre 1996 et 1997, qu'il s'agisse des travailleurs saisonniers ou non saisonniers, ce qui indique que les petites entreprises ont aujourd'hui moins tendance à mettre leurs employés à pied pour une courte période que les grandes sociétés comptant plus de 500 travailleurs. Chez les travailleurs saisonniers, le fait d'être assujetti à une convention collective diminue la probabilité d'une mise à pied pendant une période réduite, mais l'influence de la présence syndicale est moins évidente dans le cas des travailleurs non saisonniers. En ce qui concerne les industries, toutes, à l'exception de celles du secteur public, sont plus susceptibles de procéder à des cessations d'emploi pendant une courte période touchant ainsi des travailleurs du secteur des services. L'âge a un effet négatif statistiquement significatif dans tous les groupes, mais il semble beaucoup plus marqué chez les travailleurs non saisonniers que dans la main-d'œuvre saisonnière.

Dans la plage de 12 à 20 semaines (période qui comprend la NA), plusieurs effets de covariance diffèrent de ceux qui caractérisent la période de 1 à 11 semaines chez les travailleurs dont le salaire est plus élevé, la moindre probabilité de devoir faire face à une cessation d'emploi au cours de la période de 12 à 20 semaines est statistiquement significative, alors que le salaire, pendant la première période, n'a pas d'effet statistiquement significatif. On ne peut plus affirmer que ce sont les hommes qui sont les plus susceptibles de perdre leur emploi pendant cette période. Le profil du hasard relatif à la scolarité s'est pour le moins nivelé, si on le compare à celui de la première période. Il est intéressant de constater que le fait qu'un individu ait déjà travaillé pour l'employeur n'a pas d'effet statistiquement significatif pendant les premières semaines, mais qu'il a un effet positif beaucoup plus marqué au cours des semaines 12 à 20, ce qui pourrait correspondre à une tendance selon laquelle les travailleurs et les entreprises établissent une relation de travail continue, l'employeur s'engageant à faire en sorte que le travailleur aura suffisamment de travail pour avoir droit à l'AC. Les effets de l'industrie sont plus diffus aujourd'hui, bien que les cessations d'emploi demeurent moins fréquentes dans le secteur public. Dans cette plage, le facteur âge conserve son importance, mais il devient beaucoup plus prononcé dans le cas des travailleurs saisonniers, en particulier en 1997.

Dans la fourchette de 21 à 40 semaines, on constate encore des différences par rapport aux autres périodes. L'effet du salaire n'est pas statistiquement significatif aux niveaux conventionnels de signification en ce qui a trait aux travailleurs saisonniers, comme c'était

le cas dans la plage de 1 à 11 semaines; cependant, il affiche encore une valeur négative et significative chez les travailleurs non saisonniers. Dans le cas des emplois saisonniers, il semble que, dans cette plage, les décisions relatives aux cessations d'emploi soient moins fortement reliées au niveau de scolarité en 1997 qu'en 1996. Le fait qu'un individu ait ou non travaillé auparavant pour l'employeur n'est plus statistiquement significatif en 1996. Par conséquent, le fait qu'une relation antérieure ait existé ou non semble avoir une certaine importance dans la plage de 12 à 20 semaines, mais non dans les autres, et le fait d'appartenir au secteur public n'a maintenant d'effet négatif et significatif que dans le cas des travailleurs saisonniers.

Les deux covariables temporelles utilisées pour faire les estimations sont le trimestre de l'année et le taux de chômage provincial. Comme on pourrait s'y attendre, les périodes de travail se terminent plus souvent au cours du troisième trimestre, alors que les emplois saisonniers et à court terme traditionnels sont plus nombreux qu'au cours des deux premiers trimestres[18]. Les effets du troisième trimestre sont très similaires d'une année à l'autre pour chaque groupe saisonnier. Contrairement aux effets du trimestre, ceux qui sont liés au changement du taux de chômage sont, comme on pouvait s'y attendre, négatifs, et différents de 0 de façon statistiquement significative au niveau de signification de 5 p. 100.

Dans le tableau 6, nous présentons les estimations des variables liées à l'AC pour chacun des groupes. Pour faire les estimations de 1997, nous avons établi les valeurs des variables reliées à l'assurance-chômage en fonction des heures de travail; plus précisément, pour chaque travailleur ou travailleuse, nous avons utilisé le nombre habituel d'heures de travail hebdomadaire déclaré dans l'enquête, afin de déterminer la semaine de la période d'emploi où ils auraient droit à l'assurance-emploi selon le régime fondé sur les heures. Nous avons également déterminé la semaine où ils pourraient recevoir suffisamment de prestations pour couvrir le reste de la période de 52 semaines (c.-à.-d. le point MAXYR). Étant donné que certains travailleurs ont effectué plus ou moins d'heures que les 35 heures habituelles de travail par semaine, les nouveaux points repères NA et MAXYR sont généralement différents de ceux que l'on aurait obtenus en appliquant les règles de 1996 fondées sur le nombre de semaines. En 1996, le hasard lié à l'emploi des travailleurs saisonniers se traduit par une pointe statistiquement significative au seuil de la NA (à un niveau de 5 p. 100). Bien que les estimations de 1997 ne révèlent aucune pointe du hasard dans les semaines qui suivent, elles montrent une augmentation statistiquement significative (à un niveau de 5 p. 100) au point repère de la NA, si on les compare aux semaines qui précèdent immédiatement ce point. L'effet MAXYR est très semblable pour les deux années et statistiquement significatif à un niveau d'au moins 10 p. 100 dans les deux cas. Par contre, le hasard non saisonnier a un effet négatif en 1996 et un effet non significatif à quelque niveau de signification conventionnel que ce soit en 1997.

18 Nous avons également cherché à déterminer la différence des taux de hasard entre le premier et le deuxième trimestre, mais nous n'en avons trouvé aucune. Par conséquent, nous avons opté pour une spécification minimale en n'utilisant qu'une variable nominale pour le troisième trimestre.

Afin de faciliter l'interprétation des estimations de l'AC, nous nous servons des coefficients présentés au tableau 6 pour établir les courbes des fonctions des échelons des hasards prévisibles fondés sur un hasard de base. Les figures 24a et 24b en illustrent les effets sur les travailleurs saisonniers en 1996 et 1997, respectivement. Les courbes sont créées comme si le taux de chômage régional était supérieur à 16 p. 100, ce qui suppose que le seuil de la NA est de 12 semaines et que le point MAXYR se situe à 16 semaines. Les deux lignes verticales de chaque figure précisent le point repère de la NA et le point MAXYR. La courbe de 1996 montre une légère baisse du hasard au cours des semaines menant à la NA et une pointe à ce niveau. Le hasard est de nouveau inférieur au cours des semaines 13 à 15, puis affiche une deuxième pointe au point MAXYR. Ces résultats sont conformes aux prévisions théoriques, bien que l'ampleur de la diminution enregistrée au cours des semaines qui précèdent le seuil de la NA soit très faible. La courbe de 1997 indique un hasard bien moindre avant qu'après le seuil de la NA, mais aucune tendance appréciable à la baisse pendant les semaines menant à la NA. En 1997, le tracé, après le seuil de la NA est très semblable à celui de 1996, sauf qu'il n'y a évidemment aucune pointe au niveau de la NA. Ce phénomène pourrait être le reflet de la réduction des prestations hebdomadaires au détriment de ceux qui demandent l'AE alors qu'ils n'ont effectué que le strict minimum des heures exigées, une des nouvelles caractéristiques de l'AE, dont nous avons parlé à la section 1. Cette constatation, ajoutée au fait que la pointe MAXYR est toujours présente en 1997, même si, pour la plupart des travailleurs, elle n'est plus au même endroit dans le nouveau régime, porte à croire que l'on se trouve devant une adaptation relativement sophistiquée au nouveau régime. Les figures 25a et 25b présentent le même type de courbes pour les travailleurs non saisonniers, mais celle de 1996 a un caractère erratique et ne correspond pas du tout à l'effet de la NA, en particulier si l'on considère que cet effet est lui-même négatif, tandis que la courbe de 1997 ressemble davantage au tracé attendu.

Bien que les figures 24 et 25 permettent de se faire une idée des tracés possibles reliés à la NA, elles ne facilitent en rien la compréhension de l'amplitude des effets estimés. Dans les figures 26 et 27, nous nous servons encore une fois des effets estimés de la NA, tout en les faisant, dans ce cas, correspondre aux hasards représentatifs de base de chaque groupe. Plus précisément, nous utilisons les paramètres de base estimés en conjonction avec les coefficients estimés présentés au tableau 5 pour générer une estimation des hasards, indépendamment des effets de la NA, pour la personne de base. Cette dernière est célibataire, non immigrante, de sexe masculin et a une scolarité de niveau secondaire; elle travaille dans une entreprise non syndiquée du secteur des services qui compte moins de 20 travailleurs, et n'a jamais travaillé auparavant pour l'employeur en question. De plus, cette personne a en moyenne 37 ans et demi et gagne un salaire de 14 $ l'heure. Enfin, nous assignons une valeur de 1 à la variable nominale du troisième trimestre et fixons le taux de chômage à 17 p. 100. Nous construisons alors la fonction des hasards de cette personne à partir de chacun des quatre jeux de coefficients estimés, puis nous appliquons les effets estimés de la NA établis dans le tableau 6 pour tenir compte des répercussions de l'AC. La figure 26a nous permet de constater que la pointe liée à la NA est perceptible, comparativement aux semaines qui se situent immédiatement avant et immédiatement après. La pointe de la semaine 12 indique un niveau de hasard plus élevé d'environ 0,013 que celui de la semaine 11, et de 0,008 plus élevé que celui de la

semaine 13. Cette dernière mesure indique le nombre de périodes d'emploi dont la cessation est « réservée » jusqu'au niveau d'admissibilité, et montre qu'approximativement un emploi sur 100 est maintenu jusqu'à ce point avant de prendre fin parce que c'est le niveau d'admissibilité donnant droit aux prestations; c'est un effet suffisamment important pour qu'on le souligne, mais dont on ne peut dire qu'il soit majeur. Notons que ce qui semble être une pointe signalée à 10 semaines rend difficile l'interprétation de l'effet de la NA à partir d'un simple examen du hasard. La pointe à la semaine 12 est plus élevée d'environ 0,01 que le taux de hasard à 12 semaines si l'on ne tient pas compte des effets de l'AC. L'effet au point MAXYR est similaire du point de vue de son amplitude, mais il représente environ 50 p. 100 de l'effet que l'on constate au point repère où les travailleurs saisonniers se rendent tout juste admissibles pour pouvoir toucher suffisamment de prestations d'AC afin de couvrir le reste de leur année, comme le prévoient Green et Sargent (1998). Le résultat de 1997 montre une réduction similaire du hasard dans les semaines qui précèdent le niveau de la NA, et une pointe semblable au point MAXYR. Il y a bien une pointe du hasard au niveau de la NA, mais celle-ci apparaît également sur la courbe obtenue lorsque l'on ne tient pas compte de l'effet des variables reliées à l'AE, de sorte qu'on ne peut la considérer comme un effet de la NA. La variation du hasard est très faible, que l'on tienne compte ou non des effets de l'AC/AE au point repère de la NA.

Par contre, les résultats relatifs aux travailleurs non saisonniers que nous présentons à la figure 27 donnent très peu d'indices d'un effet relié à la NA. Les courbes de la figure 25 sont maintenant appliquées à un hasard de base nettement inférieur et sont assez difficiles à interpréter. Ces résultats sont très similaires à ceux qu'ont obtenus Green et Sargent (1998), qui concluent que, pour les travailleurs non saisonniers, les effets de l'AC n'ont pas une grande importance du point de vue économique. Par conséquent, tout effet important de la NA ne concerne que les travailleurs saisonniers.

Jusqu'ici, l'étude a surtout porté sur les courbes obtenues d'année en année, mais nous aimerions également savoir s'il y a des différences entre les tracés obtenus avant et après la mise en vigueur de l'AE. La figure 28 représente les hasards empiriques de tous les travailleurs saisonniers pour les années 1996 et 1997. Les hasards coïncident généralement bien, mis à part un taux de hasard nettement plus élevé dans la plage des semaines 12 à 15, en 1997. Le taux supérieur de hasard que l'on peut observer pendant ces semaines (c.-à-d. la probabilité plus élevée qu'un emploi d'une telle durée se termine au cours des semaines 12 à 15) suppose que les périodes d'emploi seront en moyenne plus courtes en 1997; en fait, la durée moyenne des périodes d'emploi saisonnier était, selon nos données, de 32,2 semaines en 1996, et de 31,2 semaines en 1997.

Avant d'attribuer à la mise en vigueur de l'AE le taux plus élevé de hasard que l'on constate en 1997 pendant les semaines 12 à 15, nous devons envisager la possibilité que la différence entre les deux années soit attribuable à une différence dans la composition des groupes de travailleurs ou à une variation du niveau d'activité économique d'une année à l'autre. Pour déterminer ce qu'il en est, nous avons reproduit, à la figure 29a, les tracés qui tiennent compte des effets de l'AC des figures 26a et 26b. Étant donné que les taux de hasards présentés dans ces figures sont basés sur le même vecteur de covariance

décrit précédemment, aucune des différences observées ne peut être due à des différences reliées aux caractéristiques des travailleurs, aux emplois ou aux salaires, ou encore à des différences au niveau de l'activité économique, dans la mesure où l'on tient compte de cette dernière au moyen de la variable du taux de chômage. La figure 29a indique également un taux de hasard plus élevé dans les semaines 12 à 15, en 1997, par rapport à 1996. En fait, les taux de hasard sont plus élevés en 1997 pendant une période de semaines plus longue, ce qui se traduit par une durée moyenne des périodes d'emploi plus courte pour ce type de travailleur en 1997 (19,8 semaines) comparativement à 1996 (21,3 semaines). Cette différence entre les deux fonctions du taux de hasard présentées à la figure 29a s'explique de deux façons. Tout d'abord, le passage de l'AC à l'AE a eu pour conséquence de faire baisser le risque de cessation d'emploi au cours des semaines menant au seuil de la NA, phénomène beaucoup plus important en 1997 qu'en 1996, et qui se traduit clairement par les évaluations négatives plus importantes pour les coefficients des variables antérieures à la NA présentés au tableau 6. Deuxièmement, en 1997, le hasard intrinsèque (c.-à-d. la courbe du taux de hasard lorsque toutes les variables AC/AE sont ramenées à zéro) est supérieur avant et après le point référence de la NA, comme le montre la figure 29b, dans laquelle nous avons reproduit les tracés des figures 26a et 26b, qui correspondent à l'absence d'effets relatifs à l'AC.

Ces effets peuvent-ils être attribués à la mise en vigueur du régime d'AE? La réduction plus importante du hasard pendant les semaines menant au seuil estimatif de la NA, selon l'échantillon de 1997, pourrait très bien correspondre au fait que des gens sont tout à fait disposés à attendre de pouvoir répondre à ce qui est aujourd'hui une NA moins élevée. Étant donné, comme nous le verrons dans la prochaine section, que les travailleurs saisonniers font en moyenne plus de 35 heures par semaine et que le niveau d'admissibilité à l'AE est égal au nombre de semaines exigées en vertu de l'ancien régime multiplié par 35, la plupart d'entre eux bénéficieront d'une réduction de la norme d'admissibilité. Par conséquent, on peut imaginer que ces travailleurs, et leurs employeurs, seront tout à fait disposés à retarder toute cessation d'emploi dans le but d'atteindre ce qui est maintenant un objectif plus court. En 1997, le taux plus élevé de hasard constaté aux semaines 10 à 14 pourrait également signifier une certaine adaptation au régime de l'AE. Si des normes d'admissibilité moins élevées amènent les travailleurs et les entreprises à s'entendre sur des semaines de travail plus courtes dans toutes les juridictions, on peut s'attendre à un taux de hasard plus élevé au cours de ces semaines. Notons qu'un tel effet ne serait pas nécessairement perceptible dans les coefficients estimatifs des variables AC/AE si l'adaptation au nouveau régime avait lieu dans l'ensemble du pays, étant donné nos estimations dépendent des variations entre les régions. Selon cette interprétation, la baisse moyenne de 1,5 semaine dans la durée des périodes d'emploi, pour les personnes dont le taux de hasard est illustré à la figure 29, découle largement de la mise en vigueur du régime d'AE. Il faudrait cependant rester prudent en interprétant ainsi les résultats. Lorsque nous tentons de tenir compte de l'état général de l'économie dans notre estimation, nous faisons intervenir la variable du chômage, qui ne reflète elle-même que des variations transversales; par conséquent, l'estimation de l'effet du taux de chômage découle essentiellement de la comparaison entre les travailleurs de l'Ontario et ceux de Terre-Neuve, par exemple, à un certain moment donné. Un tel effet peut n'être qu'une piètre approximation des effets des

changements enregistrés dans une province donnée pendant une certaine période de temps. Dans la mesure où nous n'avons pas parfaitement réussi à saisir les changements économiques, ceux-ci se traduiront sous forme de différences dans le taux de hasard de base, comme l'indique la figure 29b. De la même façon, nos estimations ne permettent pas d'expliquer la pointe plus élevée du taux de hasard à la semaine 12, en 1997, par rapport à la courbe de 1996. Cela pourrait représenter une réaction envers quelque autre événement économique important, comme les rajustements effectués par un gouvernement provincial en raison de certaines difficultés économiques.

Pour avoir une meilleure idée de l'ampleur des effets estimés, nous calculons la durée moyenne des périodes d'emploi selon divers scénarios. Dans chaque cas, nous procédons au calcul avec la même personne type comme nous l'avons fait pour les figures 26 et 27. Nos estimations correspondent aux régions où la NA = 12; nous analysons les données en fonction d'un scénario dont la norme d'admissibilité est de 12 semaines, et selon un autre où cette norme est ramenée à l'ancien niveau de 10 semaines. Tous les autres éléments, dont le calcul de la durée des prestations et, par conséquent le point repère MAXYR, sont identiques dans les deux scénarios. Vue d'un autre angle, cette expérience montre ce qui se passerait, lors du passage de l'AC à l'AE, dans le cas des personnes travaillant 42 heures par semaine; la norme d'admissibilité passerait alors de 12 à 10 semaines.

Les résultats de l'exercice sont présentés au tableau 7. Si l'on s'en tient à l'estimation des paramètres de l'échantillon de 1996, la durée moyenne de la période d'emploi des travailleurs saisonniers passe de 21,3 à 21 semaines. En prenant en compte l'estimation des paramètres de 1997, cette baisse est plus accentuée, la période d'emploi passant de 19,8 à 19,1 semaines. Ce dernier résultat (la diminution de 3/4 de semaine de la durée moyenne des périodes d'emploi résultant de la baisse de deux semaines du seuil d'admissibilité) est une réaction très importante. Il convient de remarquer que, puisqu'on ne constate aucune pointe de la NA avec l'échantillon de 1997, cela ne peut correspondre à un mouvement de concentration des cessations d'emploi vers la gauche au point repère de la NA pour ce qui est de la distribution. Il semblerait plutôt que ce soit dû à la combinaison des deux effets visibles dans les figures 29a et 29b, autrement dit; l'augmentation plus importante en 1997, des hasards dans les semaines qui suivent et qui précèdent la NA, ainsi que la hausse du hasard de base. Quelle qu'en soit la cause, les résultats du tableau 7 corroborent les conclusions précédentes selon lesquelles on assiste à une adaptation de la durée des périodes d'emploi en fonction du nouveau régime, ce qui pourrait expliquer les courbes de la figure 5.

Le tableau 8 présente les paramètres reliés à l'AC/AE d'après une autre estimation faite à partir des travailleurs saisonniers de 1997, dans laquelle on calcule la NA et les variables liées à l'AC/AE en appliquant les règles de 1996[19]. Nous avons fait ces calculs afin de déterminer si les travailleurs et les entreprises avaient toujours les mêmes tendances quand le nouveau régime est entré en vigueur. Les estimations montrent un sommet au point

19 Ces estimations sont fondées sur une spécification identique à celle que nous présentons aux tableaux 5 et 6, mis à part le fait que nous avons fait appel à des variables AC/AE différentes. Les résultats correspondant aux covariables autres que les variables AC/AE sont très similaires à ceux que nous présentons au tableau 5 dans le cas des travailleurs saisonniers, mais ne sont pas inclus faute d'espace.

repère de la NA, comme dans l'estimation de 1996. La pointe relative aux hasards dans les semaines subséquentes est plus marquée qu'en 1996, mais la différence entre le taux de hasard au point repère de la NA, ou juste avant qu'elle soit atteinte, est en fait moins élevée en 1997. Le hasard avant le niveau de la NA, selon les estimations du tableau 7, ne baisse pas à mesure que l'on s'en rapproche, comme on a pu le voir en 1996. De plus, rien n'indique l'existence d'un effet MAXYR. Par conséquent, hormis l'effet de la NA qui, selon nous, ne devrait pas exister si les personnes en cause se sont complètement adaptées au régime de l'AE, ces autres estimations donnent peu d'indications quant à une réaction comportementale envers le régime de l'AC/AE.

Les différences et les similitudes que l'on relève dans les tableaux 6 et 8 pourraient faire preuve d'une réaction intéressante au passage à un régime fondé sur les heures. On constate, au tableau 7, une pointe mesurable au niveau de la NA chez les travailleurs saisonniers de 1997, même si l'estimation a été effectuée à l'aide de la NA de 1996, laquelle étant fondée sur le nombre de semaines n'était plus pertinente. La pointe de 1997 pourrait apparaître si la plupart des emplois avaient une durée d'environ 35 heures puisque, selon le nouveau régime fondé sur les heures, on calcule simplement le nombre de semaines de la NA, lequel est par la suite multiplié par 35. Cependant, comme on le verra dans la section suivante, la moyenne d'heures de la plupart des emplois n'est pas suffisamment près de 35 pour que la norme d'admissibilité réelle reste la même. Par exemple, plus de 30 p. 100 des emplois déclarés comportent 40 heures par semaine. Même dans les régions où la norme d'admissibilité est la plus basse, une personne occupant un emploi de 40 heures par semaine pourrait atteindre la NA fondée sur les heures en 10,5 semaines, au lieu de 12 si la NA était calculée en fonction du nombre de semaines. Par conséquent, la NA fondée sur le nombre de semaines semble donner une mauvaise approximation si l'on veut calculer le point repère où la plupart des travailleurs satisfont aux exigences de la norme d'admissibilité fondée sur les heures. Vraisemblablement, le fait que la NA fondée sur les semaines soit encore significative dans le tableau 8 reflète la « pérennité » des modalités d'emploi. Si tel est le cas, les courbes de 1997 devraient être considérées comme faisant partie du processus d'adaptation et non comme la réaction définitive au changement de politique. Le fait que l'effet MAXYR soit économiquement et statistiquement non significatif dans le tableau 8 est peut-être une indication que les cessations d'emploi au point repère permettant de toucher le maximum de prestations seraient une façon sophistiquée de tirer parti du régime de l'AC. Les travailleurs et les entreprises qui appliquent le régime de cette façon seront peut-être moins enclins à maintenir simplement les anciens arrangements, précisément en raison du fait que le nombre de semaines nécessaires pour avoir droit au maximum de prestations annuelles est nettement moins élevé en 1997 qu'en 1996, dans le cas des travailleurs saisonniers. Cela s'explique, comme nous le verrons, par le fait que ce sont plutôt les emplois saisonniers qui comportent le plus grand nombre d'heures de travail par semaine. Par contre, les résultats de 1997 présentés au tableau 6 se caractérisent par un effet MAXYR important et statistiquement significatif, qui cadre avec l'idée que ceux qui utilisent le régime de cette façon se sont adaptés assez rapidement au nouveau régime.

Enfin, dans toutes les estimations dont nous avons fait état, nous établissons la NA et les variables connexes en fonction de la durée des périodes d'emploi selon les données tirées

de l'échantillon des relevés d'emploi (RE) de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE), de sorte que nous ne tenons pas compte de l'information sur le nombre de semaines d'emploi assurable qu'une personne avait au début de la période d'emploi. Ce genre d'information s'obtient au moyen du profil vectoriel, dont on trouvera une explication plus détaillée à la section 2, que l'on utilise à la section 3 pour établir l'admissibilité et la durée des prestations. Quand nous estimons à nouveau des spécifications présentées aux tableaux 5 et 6 en fonction des semaines assurables que l'individu avait à son crédit au début de sa période d'emploi en vue d'établir la NA et les variables connexes, nous trouvons peu d'indices statistiquement significatifs et économiquement importants liés aux effets de l'AC/AE. Il s'agit, selon nous, d'un signe que les entreprises jouent un rôle dans l'adaptation aux régimes d'AC/AE, tel que le suggère le tableau 6. Les entreprises aident peut-être les travailleurs en faisant en sorte que les périodes d'emploi durent suffisamment de semaines ou d'heures pour leur permettre d'atteindre le point de référence de la NA et le point MAXYR, mais il est peu vraisemblable, cependant, qu'elles aillent jusqu'à tenir compte des antécédents de travail de chaque employé. Prenons, par exemple, le cas d'un employé dans une région où la norme d'admissibilité est de 12 semaines. Supposons que ce même travailleur occupe deux emplois pendant l'année, le premier ayant une durée de six semaines. Le deuxième employeur pourrait s'engager à offrir suffisamment de travail à cette personne pour lui permettre d'atteindre le seuil de la norme d'admissibilité, ce qui pourrait se traduire par une promesse d'emploi de 12 semaines pour tous les travailleurs. Dans le cas de l'employé dont nous venons de parler, cependant, il lui suffit d'accumuler six autres semaines pour atteindre le seuil d'admissibilité. Si jamais ce travailleur décidait de se contenter d'atteindre ce seuil pour avoir droit à l'AC/AE, il quitterait son second emploi au bout de six semaines. Il serait cependant coûteux pour les entreprises d'essayer d'aménager des horaires répondant aux exigences de chaque travailleur, de sorte qu'elles seraient susceptibles de n'offrir que des contrats de 12 semaines. Nos estimations sont conformes à la pointe qui survient à 12 semaines plutôt qu'à six dans cet exemple, ce qui démontre bien le rôle de l'entreprise dans la décision.

L'examen de la répartition des semaines travaillées au cours d'une période d'emploi permet de tirer plusieurs conclusions évidentes. Tout d'abord, pendant la période antérieure à 1997, lorsque la norme était fondée sur le nombre de semaines, l'estimation des modèles de durée montre clairement l'effet de la NA dans le cas des travailleurs saisonniers, mais non dans celui des autres, même si cet effet n'est pas énorme. Selon nos estimations, environ un travailleur saisonnier sur 100, dont l'emploi dure suffisamment longtemps pour atteindre la NA, est frappé d'une cessation d'emploi à ce point parce que le seuil de la norme d'admissibilité est atteint et qu'il devient donc admissible à l'AC. On peut constater un effet légèrement moins important lié aux incitatifs qui portent les employés saisonniers à ne travailler que le nombre suffisant de semaines pour avoir droit au maximum de prestations d'AC jusqu'au début de la saison suivante. Pris ensemble, ces effets montrent qu'une baisse de deux semaines de la norme d'admissibilité ne se traduirait que par une diminution de 0,3 semaine de la durée moyenne des emplois. Ces résultats sont similaires, quant à leur forme, à ceux de Green et Riddell (1997) et de Green et Sargent (1998), bien que leur importance soit moindre. Deuxièmement, après 1997, l'adaptation au nouveau régime est évidente, le taux de hasard connaît une poussée brutale

dès que la période d'emploi dépasse le seuil de la NA, et l'on peut observer un sommet au point MAXYR. Compte tenu des changements dans la période de prestations, dont il a été question à la section 3, le point MAXYR est très différent pour de nombreux travailleurs, ce qui laisse entrevoir une adaptation relativement sophistiquée des périodes d'emploi au nouveau régime d'AE. Le fait qu'il semble toujours exister une pointe du taux de hasard au seuil de la NA de l'ancien régime, démontre que l'adaptation au nouveau régime fondé sur les heures n'est pas complète. Comme en 1996, il y a peu d'indications quant à une quelconque adaptation au nouveau régime chez les travailleurs non saisonniers. Troisièmement, le taux de hasard chez les travailleurs saisonniers est plus élevé au cours des semaines 12 à 15 en 1997 qu'en 1996; il s'ensuit donc que la durée moyenne des périodes d'emploi saisonnier est de 1,5 semaine plus courte en 1997 qu'en 1996. Cette différence entre les deux années semble être attribuable tant aux fortes réactions aux paramètres de l'AC/AE en 1997 qu'à un hasard de base plus élevé dans cette plage de semaines la même année. Il pourrait s'agir ici d'une conséquence du passage au nouveau régime d'AE, mais il faudrait approfondir l'analyse pour être en mesure de confirmer une telle conclusion.

4.3 Nombre d'heures hebdomadaires habituelles

Il est logique de penser que le passage à un régime fondé sur les heures pourrait avoir des conséquences sur la répartition des heures de travail hebdomadaires habituelles, puisque travailleurs et employeurs doivent s'adapter à la nouvelle norme d'admissibilité. Étant donné que d'autres études de l'AE portent tout particulièrement sur le nombre d'heures de travail hebdomadaires, nous avons décidé de traiter brièvement de la distribution afin de dresser un tableau plus complet de l'adaptation au régime fondé sur les heures et d'établir un lien entre notre étude et celles qui mettent l'accent sur les heures hebdomadaires.

Dans les figures 30 et 31, nous présentons les fonctions de distribution cumulative (FDC) du total des heures habituellement travaillées, puis nous répartissons notre échantillon selon que les travailleurs sont saisonniers ou non saisonniers. Nous examinons ensuite le total des heures habituellement travaillées, c'est-à-dire la somme des heures normales et des heures supplémentaires habituelles par semaine, car nous supposons que les travailleurs vont se prévaloir de toutes les heures travaillées pour établir leur admissibilité à l'AC. Les courbes de la figure 30 indiquent que les FDC de 1996 et 1997 des travailleurs non saisonniers sont pratiquement identiques, la différence entre les deux n'étant jamais supérieure à deux erreurs-types. Dans les deux cas, on note des concentrations importantes à 40 heures par semaine, et 30 p. 100 des emplois comportent des semaines de travail habituelles de 40 heures chaque année. On remarque également une concentration toutes les semaines où le total d'heures se termine par 5, particulièrement à 35 heures par semaine.

Les courbes représentant les FDC des travailleurs saisonniers, à la figure 31, sont également très similaires d'une année à l'autre, bien que l'on ne puisse prétendre, contrairement à celles des travailleurs non saisonniers, qu'elles soient identiques. Plus précisément, en 1997, la FDC est approximativement 0,028 fois plus élevée au point

correspondant à 39 heures qu'en 1996. Cette différence s'amplifie graduellement entre 30 et 39 heures, puis diminue peu à peu entre 40 et 49 heures. Ainsi, en 1997, la courbe de distribution est plus concentrée entre 30 et 39 heures, tandis que celle de 1996 l'est davantage entre 40 et 49 heures. Toutes les différences entre 30 et 49 heures sont d'une amplitude supérieure à deux erreurs-types. En dehors de la plage de 30 à 49 heures, les différences sont minimes, et pas très statistiquement différentes de 0 aux niveaux de signification conventionnels. Il est plausible que cette courbe représente une adaptation au passage à un régime fondé sur les heures, les employeurs ayant peut-être réorganisé les horaires de travail en réduisant les heures hebdomadaires habituelles de plus de 40 à moins de 40, afin de s'assurer qu'un plus grand nombre d'employés atteignent la norme d'admissibilité.

Cette différence correspond-elle à une adaptation au nouveau régime d'AC fondé sur les heures? Pour approfondir notre analyse, nous traçons les FDC des travailleurs saisonniers dans les régions où le taux de chômage est supérieur à 13 p. 100, étant donné qu'ils semblent être les plus touchés par l'effet de la NA du point de vue de la distribution des semaines de travail. Ces courbes sont présentées à la figure 32 et, contrairement à ce que l'on pourrait attendre de l'observation des changements dus à une modification de la politique, les FDC des travailleurs saisonniers de ces régions sont pratiquement identiques en 1996 et 1997. La différence entre les FDC n'est à aucun moment substantiellement ou statistiquement significative aux niveaux de signification conventionnels. Par conséquent, on ne trouve aucun signe évident d'un effet relié au changement de politique dans ces régions. La figure 33 présente, quant à elle, les FDC des travailleurs saisonniers des régions où le taux de chômage est égal ou inférieur à 10 p. 100. Dans ce cas, les différences entre les années sont même plus importantes que celles de la figure 31, puisqu'elles atteignent près de 0,05 lorsque le nombre d'heures est tout juste inférieur à 40 par semaine. Les différences au-delà de 30 heures et en deçà de 40 heures par semaine sont supérieures à deux erreurs-types. La représentation des FDC par trimestre, à la figure 31, permet de constater que les différences apparaissent uniquement au premier trimestre de 1996 par rapport au même trimestre de 1997, ce qui pourrait refléter une adaptation très subtile au régime de l'AE, puisque le nombre d'heures hebdomadaires des emplois qui ont franchi le seuil du 1er janvier 1997 a été automatiquement fixé à 35. Par conséquent, les entreprises et les travailleurs pourraient s'entendre pour réduire les heures hebdomadaires sans qu'il y ait une quelconque conséquence du point de vue de l'admissibilité et du droit aux prestations, mais le fait qu'il n'y ait aucune différence dans la répartition des heures dans les régions où le taux de chômage est le plus élevé remet en question une telle explication. Nous en concluons qu'il n'existe que peu de preuves, sinon aucune, que le passage à un régime fondé sur les heures a eu un effet important sur la répartition des heures de travail habituelles.

Enfin, il est intéressant de constater les différences entre les FDC des travailleurs saisonniers et non saisonniers dans une année donnée, fonctions qui demeurent très similaires jusqu'à environ 35 heures par semaine. Cependant, les travailleurs non saisonniers sont beaucoup plus susceptibles de travailler pendant ce que l'on considère comme étant des semaines de travail normales à plein temps (c.-à-d. 35 à 50 heures), tandis que les travailleurs saisonniers font le plus souvent de longues semaines. La

probabilité qu'un employé non saisonnier travaille de 35 à 50 heures est de 0,63, comparativement à 0,54 dans le cas du travailleur saisonnier; par contre, la probabilité qu'un travailleur saisonnier travaille plus de 50 heures par semaine est de 0,18, comparativement à 0,06 dans le cas d'un employé non saisonnier. Cette constatation est intéressante, car elle pourrait démontrer, du moins en partie, que les travailleurs saisonniers sont plus avantagés par un régime fondé sur les heures, puisque beaucoup d'entre eux semblent travailler de nombreuses heures par semaine.

5. Conclusion

On peut répartir les conclusions de cette étude en trois grands volets.

1. *Le nouveau régime modifie à la fois l'admissibilité et la période de prestations.*

Le passage au régime de l'assurance-emploi (AE) s'est traduit par une nette augmentation de l'admissibilité. Très peu de travailleurs qui avaient droit aux prestations en vertu de l'ancien régime d'assurance-chômage (AC) sont devenus inadmissibles dans le cadre de l'AE. Ce sont en général des femmes, des employés à temps partiel ou qui travaillent une partie de l'année dans le secteur des services. Ce groupe, bien que restreint, semble être vulnérable et il conviendrait d'y porter une attention particulière.

Le passage au régime d'AE s'est traduit par une augmentation de la période de prestations, en particulier dans le cas des travailleurs saisonniers dont les périodes d'emploi sont de 10 à 20 semaines (ce qui correspond au nombre de semaines requis pour atteindre le seuil de la norme d'admissibilité en vertu de l'ancien régime d'AC). Cela s'explique de deux façons; d'une part, les travailleurs saisonniers font généralement plus d'heures chaque semaine et, d'autre part, les barèmes (en heures) permettant d'établir l'admissibilité et les périodes de prestations d'AE sont les mêmes que ceux de l'ancien régime d'AC (en semaines) qu'on a qu'à multiplier par 35. Ainsi, un certain nombre de semaines de travail donne droit à davantage de semaines de prestations en vertu de l'AE que selon l'ancien régime d'AC si le nombre d'heures habituelles de travail hebdomadaires est supérieur à 35.

Ces effets quant à l'admissibilité et à la période de prestations sont réduits en raison des effets négatifs résultant des changements apportés à l'AC en 1994.

En dépit des gains nets globaux sur le plan de la période de prestations, le groupe qui bénéficie d'une augmentation à cet égard, tout comme celui qui subit une baisse à cause du passage à l'AE, sont importants. Environ 8 p. 100 des travailleurs voient leur période de prestations réduite de plus de cinq semaines lors du passage à un régime fondé sur les heures, alors que 11 p. 100 bénéficient d'une augmentation de plus de cinq semaines.

Les groupes touchés par une augmentation ou une diminution des prestations sont tout à fait différents. Étant donné que les anciens barèmes visant à établir l'admissibilité et les périodes de prestations étaient fondés sur le nombre de semaines et qu'ils ont été convertis en fonction du régime d'AE fondé sur les heures, en les multipliant par 35, il n'est pas surprenant de constater que le groupe qui subit une baisse des prestations soit constitué en majeure partie de travailleurs à temps partiel (moins de 35 heures habituelles par semaine, mais plus de 15), tandis que celui qui bénéficie d'une augmentation se compose surtout de gens qui travaillent de longues heures (plus de 35 heures par semaine). De plus, mis à part la réduction des prestations maximales de 50 à 45 semaines, on ne pourra constater de changement dans la durée des prestations en vertu du nouveau régime que si l'individu a travaillé moins que ce qui était nécessaire pour avoir droit au maximum de prestations

en 1996. Les deux groupes seront donc, de façon générale, constitués de gens qui travaillent une partie de l'année. Celui qui bénéficie d'une augmentation des prestations est habituellement composé d'hommes qui ont un emploi saisonnier, tandis que celui dont les prestations accusent une diminution regroupe surtout des travailleuses à temps partiel ou qui travaillent une partie de l'année. Le salaire moyen dans ces deux groupes est supérieur à celui des travailleurs saisonniers en général, mais on compte également beaucoup de travailleurs dont le salaire est bas. Dans le cas particulier de ceux qui subissent une diminution, il semble y avoir deux groupes : les travailleurs syndiqués et mieux payés du secteur public et ceux du secteur des services qui sont moins bien payés et non syndiqués.

Dans l'ensemble, nous estimons qu'en matière d'admissibilité et de durée des prestations, ce passage à un régime fondé sur les heures n'a pratiquement eu aucun effet sur l'admissibilité, mais qu'il a contribué, en général, à augmenter le nombre de semaines de prestations auxquelles les travailleurs avaient droit. Le passage d'un régime fondé sur le nombre de semaines à un système de calcul reposant sur le nombre d'heures a eu pour effet de redistribuer le nombre de semaines de prestations au profit des travailleurs saisonniers, en général des hommes, qui font de longues heures, au détriment des travailleurs ayant un emploi pendant une partie de l'année ou qui occupent un poste à temps partiel, soit en majorité des femmes. Le salaire moyen des groupes les plus touchés par le passage à l'AE est supérieur à celui de l'ensemble des travailleurs saisonniers.

2. *L'analyse de la répartition des semaines travaillées au cours d'une période d'emploi nous permet de tirer plusieurs conclusions très nettes.*

Les données antérieures à 1997 montrent que l'AC a eu certains effets sur la répartition du nombre de semaines de travail, mais il ne s'agit pas, en général, de répercussions très importantes. Pendant la période antérieure à 1997, lorsque la norme était basée sur le nombre de semaines, l'estimation des modèles de durée montre nettement qu'il y avait un effet de la norme d'admissibilité (NA) dans le cas des travailleurs saisonniers, mais non dans celui des autres, même si cet effet n'est pas énorme. Selon nos estimations, environ un travailleur saisonnier sur 100, dont l'emploi dure suffisamment longtemps pour atteindre la NA, est frappé d'une cessation d'emploi à ce point parce que c'est le seuil de la norme d'admissibilité est atteint et qu'il devient donc admissible à l'AC. On peut constater un effet légèrement moins important lié aux incitatifs qui portent les employés saisonniers à ne travailler que le nombre suffisant de semaines pour avoir droit au maximum de prestations d'AC jusqu'au début de la saison suivante. Pris ensemble, ces effets montrent qu'une baisse de deux semaines de la norme d'admissibilité ne se traduirait que par une diminution de 0,3 semaine de la durée moyenne des emplois chez les travailleurs saisonniers.

Après 1997, l'adaptation au nouveau régime est évidente. Le taux de hasard connaît une poussée brutale dès que la période d'emploi dépasse le point de la NA, et on peut observer un sommet au point MAXYR. Ce dernier est très différent pour de nombreux travailleurs en vertu du nouveau régime, ce qui dénote une adaptation relativement subtile des périodes d'emploi au nouveau régime d'AE.

Les évaluations effectuées à partir des données postérieures à l'entrée en vigueur de l'AE démontrent une intensification de l'adaptation à la modification de la norme d'admissibilité chez les travailleurs saisonniers. En 1997, la diminution moyenne de 3/4 de semaine de la durée moyenne des périodes d'emploi, résultant de la baisse de deux semaines de la norme d'admissibilité chez les travailleurs saisonniers, est une réaction très importante qui porte à croire que le passage à un régime fondé sur les heures s'est traduit par une diminution notable de la durée de leurs emplois.

Le fait qu'il semble toujours y avoir, en 1997, une pointe du taux de hasard au seuil de la NA de l'ancien régime, indique que l'on ne se serait pas encore complètement adapté au nouveau régime fondé sur les heures.

On ne trouve que peu d'indications, dans l'une ou l'autre année, d'une quelconque adaptation à l'AC ou à l'AE chez les travailleurs non saisonniers. Une réduction de deux semaines de la norme d'admissibilité ne change pas la durée moyenne des périodes d'emploi des travailleurs non saisonniers.

Le taux de hasard est plus élevé au cours des semaines 12 à 15 en 1997 qu'en 1996 chez les travailleurs saisonniers. Il s'ensuit que la durée moyenne des périodes d'emploi saisonnier est de 1,5 semaine plus courte en 1997 qu'en 1996. Cette différence entre les deux années semble être attribuable tant aux fortes réactions aux paramètres de l'AC/AE en 1997 qu'à une probabilité plus élevée que la durée des emplois se situe dans cette plage de semaines en 1997, même en l'absence des effets de l'AC/AE. Il pourrait s'agir ici d'une conséquence du passage au nouveau régime d'AE, mais il faudrait approfondir l'analyse pour être en mesure de confirmer une telle conclusion.

De façon générale, nous estimons que, du point de vue de la durée des périodes d'emploi, le passage à un régime fondé sur les heures a eu des effets évidents au chapitre de la réduction de la durée des périodes de travail saisonnier, phénomène plausible puisque le travailleur saisonnier typique fait de nombreuses heures de travail par semaine et que, par conséquent, il lui faut moins de semaines pour avoir droit à l'assurance-emploi dans le cadre du nouveau régime. On doit toutefois mettre ce changement en perspective. Les périodes d'emploi non saisonnier, en l'occurrence la vaste majorité des emplois, ne présentent aucun signe d'adaptation ni de changement au passage du régime de l'AC à celui de l'AE depuis la mise en vigueur de cette dernière.

3. *On ne constate pratiquement aucun changement dans la répartition du nombre d'heures habituelles de travail par semaine entre 1996 et 1997.*

Dans le cas des travailleurs saisonniers des régions où le chômage est élevé, groupe qui semble réagir le plus fortement aux incitatifs qu'offre l'AC, on ne relève aucun changement quant à la répartition des heures habituelles de travail par semaine. Par conséquent, même si l'on est en mesure de constater certaines réactions face au nouveau régime du point de vue de la durée du travail mesurée en semaines, il ne semble pas y avoir eu d'ajustement quant au nombre d'heures par semaine.

Bibliographie

ANDERSON, P.M., et B.D. MEYER. « The Incentives and Cross-subsidies of the UI Payroll Tax », polycopie, département d'économique, Northwestern University, 1992.

BAKER, M., et S.A. REA, Jr. « Employment Spells and Unemployment Insurance Eligibility Requirements », *Review of Economics and Statistics*, 1997.

CARD, D., et P.B. LEVINE. « Unemployment Insurance Taxes and the Cyclical and Seasonal Properties of Unemployment », *Journal of Public Economics*, 53, p. 1-29, 1994.

CHRISTOFIDES, L.N., et C.J. MCKENNA. « Unemployment Insurance and Job Durations in Canada », *Journal of Labor Economics*, 14, p. 286-312, 1996.

DÉVELOPPEMENT DES RESSOURCES HUMAINES CANADA. *Analyse de la couverture assurée par le régime d'assurance-emploi*, Direction de la recherche appliquée, Politique stratégique, DRHC, W-98-35F, 1998.

FELDSTEIN, M.S. « The Effect of Unemployment Insurance on Temporary Layoff Unemployment », *American Economic Review*, 68, p. 834-846, 1978.

GREEN, D.A., et W.C. RIDDELL. « Qualifying for Unemployment Insurance: An Empirical Analysis », *Economic Journal*, 107, p. 17-35, 1997. Original, Développement des ressources humaines Canada, sommaire d'évaluation de l'AC nº 1, 1995.

GREEN, D.A., et T.C. SARGENT. « Unemployment Insurance and Job Durations: Seasonal and Non-seasonal Jobs », *The Canadian Journal of Economics*, vol. 31, nº 2, p. 247-278, 1998. Original, Développement des ressources humaines Canada, sommaire d'évaluation de l'AC nº 19, 1995.

KUHN, P. J., et A. SWEETMAN. « La durée de l'emploi avant sa cessation et l'admissibilité à l'assurance-chômage », rapport final préparé pour Développement des ressources humaines Canada (mai 1998).

MOFFITT, R., et W. NICHOLSON. « The Effect of Unemployment Insurance on Unemployment: the Case of Federal Supplemental Benefits », *Review of Economics and Statistics*, 64, p. 1-11, 1982.

NAKAMURA, A.O., et W.E. DIEWERT. « Unemployment Insurance in Canada: Problems and Recent Reforms », polycopie, département d'économique de UBC, 1997.

PHIPPS, S. « Quantity Constrained Household Response to UI Reform », *Economic Journal*, 100, p. 124-140, 1990.

STORER, P., et M. VAN AUDENRODE. « Long-term Employment Outcomes », rapport final préparé pour Développement des ressources humaines Canada (mai 1998).

Annexe A : Tableaux

TABLEAU 1
Norme d'admissibilité

Taux régional de chômage (en pourcentage)	1990-1994 (semaines)	1994 -1996 (semaines)	Après le 1er janvier 1997 (heures)
6 et moins	20	20	700
6 — 7	19	19	665
7 — 8	18	18	630
8 — 9	17	17	595
9 — 10	16	16	560
10 — 11	15	15	525
11 — 12	14	14	490
12 — 13	13	13	455
13 — 14	12	12	420
14 — 15	11	12	420
> 15	10	12	420

TABLEAU 2
Changement de l'admissibilité selon les règles antérieures et postérieures à 1997

	Données de 1996 (en pourcentage)		Données de 1997 (en pourcentage)	
	Saisonnier	Non saisonnier	Saisonnier	Non saisonnier
Admissible selon l'AE/ Non admissible selon l'AC	4,5	2,3	5,2	2,6
Non admissible selon l'AE/ Admissible selon l'AC	1,3	0,7	1,4	1,0
Non admissible selon l'AE/ Non admissible selon l'AC	10,5	4,2	12,4	5,3
Admissible selon l'AE/ Admissible selon l'AC	83,8	92,9	81,0	91,1

Source : Calculs des auteurs effectués à partir des données de l'ECPIE décrites dans le texte.

TABLEAU 3
Caractéristiques moyennes des gains et des pertes au niveau des prestations

Variable	Perte supérieure à 5 semaines	Aucune perte	Gain supérieur à 5 semaines
Salaire			
Moyen	15,30 $	14,40 $	15,13 $
Centile			
25	8,00 $	8,00 $	8,00 $
50	11,00 $	12,00 $	12,00 $
75	18,00 $	18,00 $	19,00 $
95	39,00 $	28,00 $	27,00 $
Heures	20,7	36,4	55,6
Hommes	0,29	0,50	0,73
Marié	0,59	0,56	0,57
Cplc	0,31	0,26	0,25
Spswrk	0,47	0,40	0,36
Âge	36,2	36,6	37,2
Eshs	0,20	0,22	0,38
Sps	0,17	0,18	0,14
Collg	0,13	0,16	0,13
Univ	0,27	0,20	0,11
Flt20	0,41	0,42	0,45
F2099	0,29	0,31	0,28
F1005	0,18	0,17	0,19
Syndiqué	0,38	0,33	0,28
Empbf	0,19	0,20	0,34
Prim	0,03	0,04	0,13
Manf	0,02	0,10	0,13
Alim	0,03	0,03	0,07
Constr	0,03	0,11	0,20
Public	0,43	0,31	0,13

Source : Calculs des auteurs effectués à partir des données de l'ECPIE décrites dans le texte.

TABLEAU 4
Définitions et moyennes des variables

Variable	Définition	Moyenne			
		1996		1997	
		Saisonnier	Non saisonnier	Saisonnier	Non saisonnier
Salaire	Salaire horaire moyen du dernier emploi de la période	14,07	13,78	13,88	14,07
Chôm	Taux de chômage provincial du trimestre correspondant à la semaine pertinente de la période d'emploi	0,117	0,105	0,122	0,107
Âge	Âge de la personne en années	37,0	38,0	37,2	38,5
Homme	= 1 si la personne est un homme	0,58	0,55	0,56	0,52
Marié	= 1 si la personne est mariée (incl. conjoint de fait)	0,60	0,64	0,60	0,64
Eshs	= 1 si la personne a complété le primaire ou quelques années du secondaire (le groupe de base a terminé le secondaire)	0,28	0,24	0,29	0,24
Sps	= 1 si la personne a fait des études postsecondaires mais ne les a pas complétées	0,16	0,17	0,17	0,17
Collg	= 1 si niveau maximal de scolarité est un certificat ou diplôme collégial	0,13	0,16	0,15	0,16
Univ	= 1 si niveau maximal de scolarité est un diplôme universitaire	0,16	0,11	0,15	0,13
Cplc	= 1 si le type de famille est un couple avec enfants	0,29	0,30	0,29	0,29
Spswrk	= 1 si le conjoint travaillait au moment de la cessation d'emploi du répondant	0,40	0,46	0,41	0,46
Immig	= 1 si le répondant n'est pas né au Canada	0,07	0,12	0,08	0,12
Empbf	= 1 si le répondant a déjà travaillé pour le dernier employeur auparavant	0,28	0,08	0,28	0,09
flt20	= 1 si l'entreprise compte moins de 20 employés au lieu de travail du répondant (le groupe de base est de plus de 500 travailleurs)	0,43	0,43	0,46	0,44
f2099	= 1 si l'entreprise compte entre 20 et 99 employés au lieu de travail du répondant	0,31	0,31	0,29	0,31

TABLEAU 4 (suite)
Définitions et moyennes des variables

Variable	Définition	Moyenne			
		1996		1997	
		Saisonnier	Non saisonnier	Saisonnier	Non saisonnier
f1005	= 1 si l'entreprise compte entre 100 et 500 employés au lieu de travail du répondant	0,15	0,17	0,16	0,16
Syndicat	= 1 si le répondant était assujetti à une convention collective dans son dernier emploi	0,34	0,37	0,31	0,38
prim	= 1 si le dernier emploi était dans le domaine de l'agriculture, des pêches ou de la foresterie (la base est le secteur des services)	0,08	0,04	0,08	0,03
manuf	= 1 si le dernier emploi était dans le secteur de la transformation autre que l'alimentation	0,10	0,21	0,10	0,18
alim	= 1 si le dernier emploi était dans la transformation des aliments	0,05	0,03	0,05	0,04
constr	= 1 si le dernier emploi était dans la construction	0,15	0,09	0,14	0,09
public	= 1 si le dernier emploi était dans le secteur public (incl. santé et éducation)	0,28	0,21	0,25	0,22

TABLEAU 5
Évaluation des covariables non-AC

	Saisonnier		Non saisonnier	
Covariable	**1996**	**1997**	**1996**	**1997**
Effets semaines 1 à 11				
Salaire	0,045 (0,039)	0,038 (0,037)	0,049 (0,10)	-0,13 (0,083)
Homme	0,28 (0,065)*	0,26 (0,069)*	0,24 (0,13)+	0,40 (0,13)*
Marié	-0,30 (0,077)*	-0,025 (0,087)	-0,092 (0,15)	0,16 (0,16)
Eshs	0,13 (0,068)*	0,059 (0,075)	0,081 (0,13)	0,39 (0,15)*
Sps	0,11 (0,082)	-0,075 (0,096)	0,0011 (0,14)	0,21 (0,17)
Collg	0,045 (0,087)	-0,078 (0,096)	-0,099 (0,16)	0,18 (0,18)
Univ	-0,36 (0,10)*	-0,34 (0,12)*	-0,69 (0,25)*	-0,058 (0,24)
Cplc	0,040 (0,069)	-0,058 (0,076)	-0,012 (0,14)	-0,12 (0,15)
Spswrk	0,031 (0,068)	-0,011 (0,074)	-0,23 (0,14)+	-0,27 (0,15)+
Immig	-0,043 (0,11)	-0,13 (0,12)	0,017 (0,17)	0,096 (0,18)
Empbf	0,053 (0,057)	0,082 (0,063)	0,61 (0,15)*	0,64 (0,16)*
Flt20	0,16 (0,10)+	-0,21 (0,11)+	-0,098 (0,22)	-0,34 (0,22)
F2099	0,24 (0,10)*	-0,17 (0,11)	0,13 (0,20)	-0,29 (0,21)
F1005	0,19 (0,11)+	-0,081 (0,12)	0,076 (0,20)	-0,47 (0,22)*
Syndicat	-0,27 (0,063)*	-0,33 (0,072)*	0,22 (0,13)+	-0,033 (0,14)
Prim	0,15 (0,096)	0,41 (0,10)*	0,23 (0,25)	0,48 (0,27)+
Manuf	0,46 (0,085)*	0,46 (0,092)*	0,29 (0,14)*	0,48 (0,15)*
Alim	0,41 (0,12)*	0,26 (0,13)*	0,55 (0,24)*	0,21 (0,27)
Constr	0,51 (0,075)*	0,51 (0,085)*	0,52 (0,17)*	0,67 (0,17)*
Public	-0,27 (0,083)*	-0,43 (0,096)*	-0,42 (0,18)*	-0,59 (0,23)*
Âge	-0,34 (0,26)	-0,66 (0,31)*	-3,0 (0,54)*	-2,2 (0,59)*
Effets semaines 12 à 20				
Salaire	-0,19 (0,051)*	-0,16 (0,058)*	-0,23 (0,10)*	-0,041 (0,082)
Homme	0,086 (0,072)	0,051 (0,077)	0,049 (0,13)	0,22 (0,15)
Marié	-0,14 (0,098)	-0,18 (0,10)+	-0,087 (0,18)	-0,13 (0,20)
Eshs	0,084 (0,088)	0,19 (0,093)	0,082 (0,16)	0,41 (0,18)*
Sps	0,44 (0,094)*	0,048 (0,11)	-0,12 (0,17)	0,32 (0,20)
Collg	0,049 (0,11)	-0,052 (0,12)	-0,19 (0,18)	0,098 (0,22)
Univ	0,22 (0,11)*	-0,072 (0,13)	-0,16 (0,22)	0,16 (0,24)
Cplc	-0,15 (0,086)+	0,052 (0,096)	0,029 (0,16)	0,17 (0,18)
Spswrk	-0,061 (0,088)	-0,10 (0,090)	-0,31 (0,16)+	-0,26 (0,17)
Immig	0,16 (0,12)	-0,061 (0,14)	0,14 (0,21)	0,019 (0,23)

TABLEAU 5 (suite) Évaluation des covariables non-AC				
	Saisonnier		Non saisonnier	
Covariable	**1996**	**1997**	**1996**	**1997**
Empbf	0,84 (0,064)*	0,73 (0,071)*	1,2 (0,15)*	1,0 (0,18)*
Flt20	0,16 (0,12)	0,32 (0,15)	0,094 (0,24)	-0,48 (0,26)+
F2099	0,0047 (0,12)	0,13 (0,16)	-0,26 (0,24)	-0,32 (0,25)
F1005	-0,10 (0,14)	0,21 (0,16)	-0,046 (0,24)	-0,24 (0,26)
Syndicat	-0,12 (0,082)	-0,006 (0,088)	0,21 (0,15)	-0,23 (0,16)
Prim	-0,14 (0,12)	-0,027 (0,14)	0,63 (0,25)*	0,31 (0,30)
Manuf	0,097 (0,12)	-0,25 (0,13)	0,33 (0,16)*	0,45 (0,18)*
Alim	-0,37 (0,18)*	-0,09 (0,16)	-0,29 (0,40)	-0,28 (0,37)
Constr	0,21 (0,10)*	-0,004 (0,11)	0,28 (0,19)	0,044 (0,26)
Public	-0,32 (0,090)*	-0,39 (0,10)*	-0,34 (0,20)+	-0,49 (0,23)*
Âge	0,67 (0,31)*	-0,95 (0,36)*	-2,6 (0,61)*	-1,7 (0,73)*
Effets semaines 21 à 40				
Salaire	0,051 (0,034)	0,038 (0,035)	-0,16 (0,058)*	-0,33 (0,084)*
Homme	-0,052 (0,068)	-0,093 (0,083)	-0,040 (0,084)	0,13 (0,099)
Marié	-0,012 (0,089)	-0,17 (0,10)	0,16 (0,12)	0,041 (0,12)
Eshs	-0,048 (0,082)	0,058 (0,094)	0,23 (0,10)*	0,23 (0,11)*
Sps	-0,19 (0,099)*	-0,015 (0,11)	0,13 (0,12)	-0,019 (0,12)
Collg	-0,20 (0,10)*	-0,047 (0,11)	0,065 (0,11)	-0,001 (0,13)
Univ	-0,20 (0,10)*	0,13 (0,11)	0,19 (0,13)	0,035 (0,16)
Cplc	0,063 (0,077)	0,13 (0,096)	-0,0079 (0,094)	-0,26 (0,11)*
Spswrk	-0,15 (0,077)*	0,0088 (0,085)	-0,14 (0,097)	-0,11 (0,11)
Immig	0,085 (0,11)	0,048 (0,12)	0,24 (0,12)*	0,14 (0,14)
Empbf	-0,19 (0,12)	1,00 (0,08)*	0,001 (0,14)	0,033 (0,16)
Flt20	0,28 (0,12)*	0,24 (0,14)+	-0,043 (0,16)	0,26 (0,19)
F2099	0,28 (0,12)*	0,20 (0,13)	-0,097 (0,16)	0,21 (0,19)
F1005	0,15 (0,13)	0,051 (0,14)	-0,070 (0,17)	0,26 (0,20)
Syndicat	-0,090 (0,072)	-0,29 (0,090)*	0,016 (0,10)	0,13 (0,10)
Prim	0,28 (0,11)*	-0,26 (0,18)	0,34 (0,19)+	0,60 (0,19)*
Manuf	-0,037 (0,11)	0,045 (0,14)	0,016 (0,11)	0,19 (0,13)
Alim	-1,0 (0,21)*	-0,20 (0,18)	-0,42 (0,26)	0,045 (0,25)
Constr	-0,052 (0,10)	-0,35 (0,15)*	0,31 (0,13)*	0,40 (0,14)*
Public	-0,22 (0,082)*	-0,038 (0,090)	0,027 (0,12)	0,25 (0,13)+
Âge	-0,76 (0,30)*	-0,15 (0,38)	-1,8 (0,41)*	-0,59 (0,43)

TABLEAU 5 (suite) Évaluation des covariables non-AC				
	Saisonnier		Non saisonnier	
Covariable	**1996**	**1997**	**1996**	**1997**
Covariables temporelles				
Trimestre 3	0,71 (0,042)*	0,78 (0,046)*	0,36 (0,065)*	0,41 (0,071)*
Chômeur	0,13 (0,048)*	0,10 (0,051)*	0,076 (0,090)	0,85 (0,096)*
#Obs	5 348	4 316	4 143	3 287
Valeur moyenne Fonction logarithmique de vraisemblance	-3,000	-3,014	-1,914	-1,919
Les écarts-types sont entre parenthèses. * indique une différence statistiquement significative qui s'écarte de 0, à 5 p. 100 du niveau de signification. + indique une différence statistiquement significative à10 p. 100.				

TABLEAU 6 Effets reliés à la NA				
	Saisonnier		Non saisonnier	
Covariable	**1996**	**1997**	**1996**	**1997**
Seuil d'admissibilité	0,25 (0,13)*	0,03 (0,11)	-0,23 (0,22)	0,23 (0,22)
1 à 2 semaines avant la NA	-0,16 (0,13)	-0,29 (0,11)*	0,091 (0,17)	0,05 (0,18)
3 à 5 semaines avant la NA	-0,13 (0,14)	-0,25 (0,09)*	-0,043 (0,19)	-0,065 (0,20)
6 à 10 semaines avant la NA	-0,09 (0,15)	-0,33 (0,09)*	0,21 (0,22)	0,092 (0,23)
11 semaines ou plus avant la NA	-0,11 (0,18)	-0,44 (0,10)*	0,44 (0,27)	0,31 (0,28)
Max annuel	0,20 (0,12)+	0,19 (0,12)+	—	—
Entre la NA et le max annuel	0,03 (0,08)	0,06 (0,07)	—	—
Les erreurs-types sont entre parenthèses. * indique une différence statistiquement significative qui n'est pas égale à 0, à 5 p. 100 du niveau de signification. + indique une différence statistiquement significative à 10 p. 100.				

TABLEAU 7 Effets du changement de la NA sur la durée moyenne des périodes d'emploi		
NA = Région à 12 semaines		
	Travailleurs saisonniers	
	1996	**1997**
Norme d'admissibilité = 12 semaines	21,33 semaines	19,83 semaines
Norme d'admissibilité = 10 semaines	20,98 semaines	19,10 semaines
	Travailleurs non saisonniers	
	1996	**1997**
Norme d'admissibilité = 12 semaines	83,17 semaines	84,23 semaines
Norme d'admissibilité = 10 semaines	83,52 semaines	84,23 semaines

TABLEAU 8 Effets reliés à la NA Travailleurs saisonniers, en 1997, selon les effets de l'AC fondée sur le nombre de semaines	
Covariable	**Estimation**
Norme d'admissibilité	0,55 (0,14)*
1 à 2 semaines avant la NA	0,32 (0,14)*
3 à 5 semaines avant la NA	0,25 (0,14)+
6 à 10 semaines avant la NA	0,48 (0,16)
11 semaines ou plus avant la NA	0,80 (0,18)
Max annuel	0,05 (0,14)
Entre la NA et le max annuel	0,27 (0,09)*
Les erreurs-types sont entre parenthèses. * indique une différence statistiquement significative qui n'est pas égale à 0 à 5 p. 100 du niveau de signification. + indique une différence statistiquement significative à 10 p. 100.	

Annexe B : Figures

FIGURE 1
Fonctions de distribution cumulative des changements dans le nombre de semaines requis pour l'admissibilité — Règles de 1997 moins celles de 1996

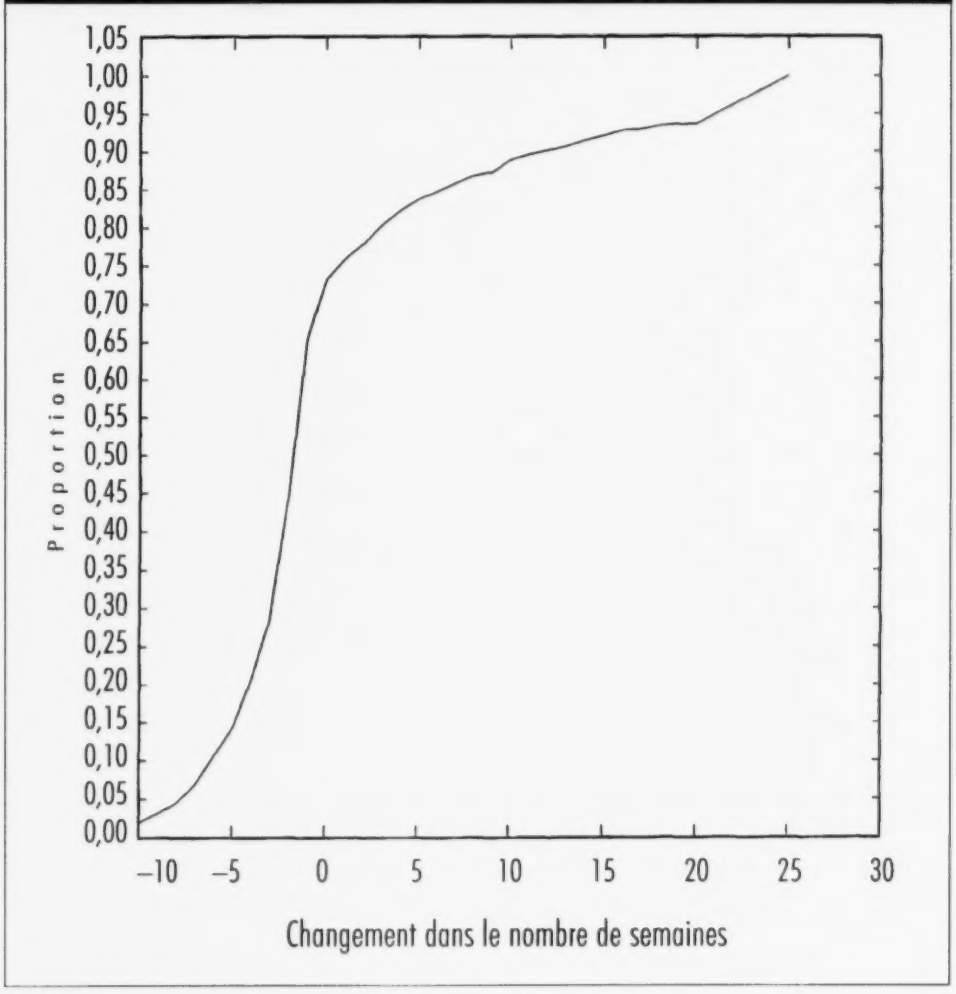


FIGURE 2

Fonctions de distribution cumulative des périodes de prestations selon trois ensembles de règles — Travailleurs non saisonniers (1997)

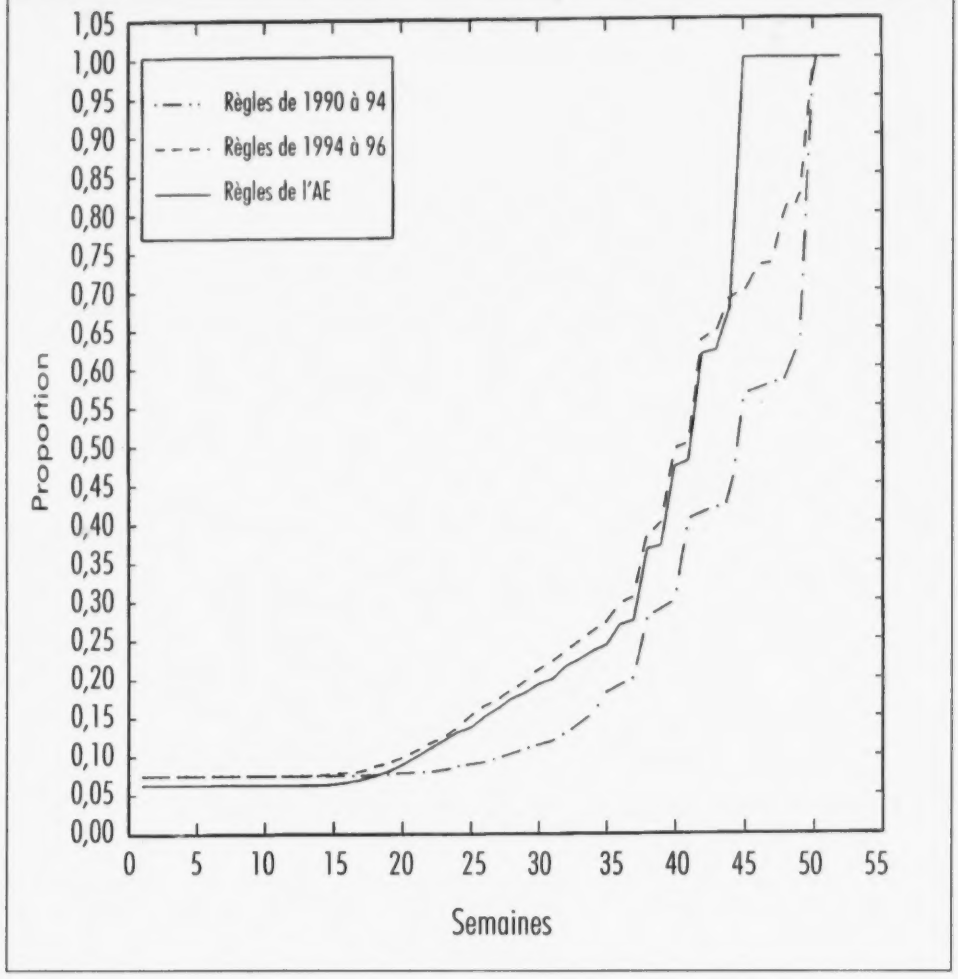


FIGURE 3

Fonctions de distribution cumulative des périodes de prestations selon trois ensembles de règles — Travailleurs saisonniers (1997)

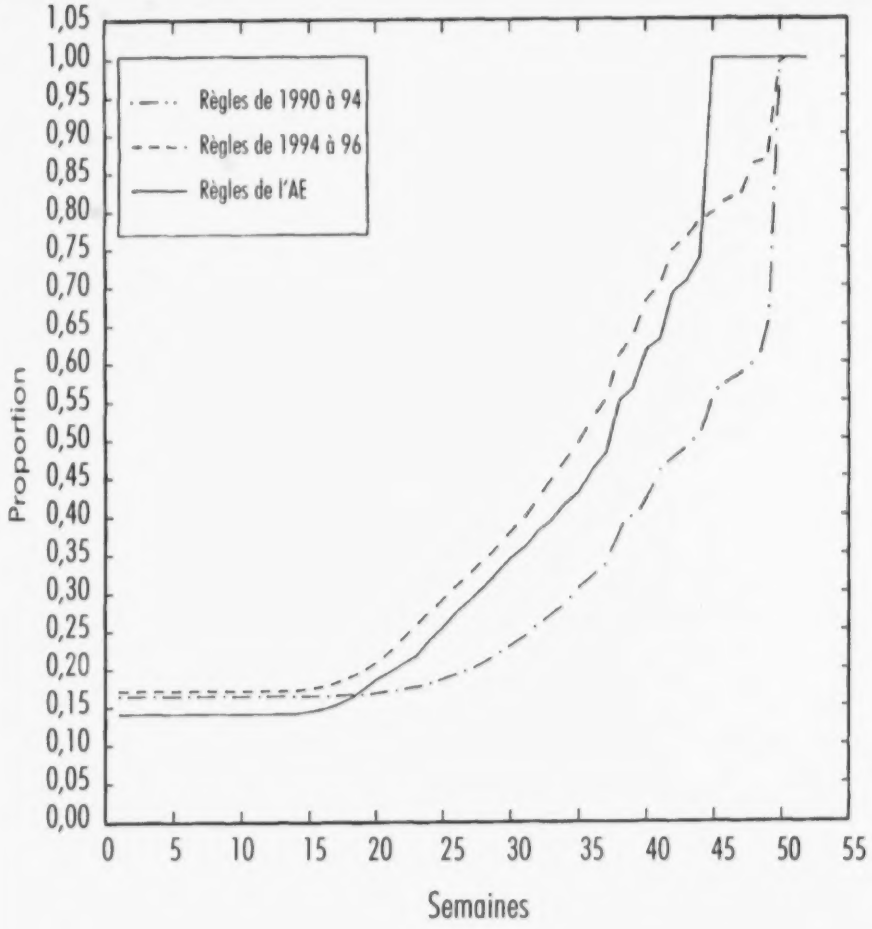


FIGURE 4
Fonctions de distribution cumulative des périodes de prestations selon trois ensembles de règles
Travailleurs saisonniers ayant de 10 à 20 semaines de travail (1997)

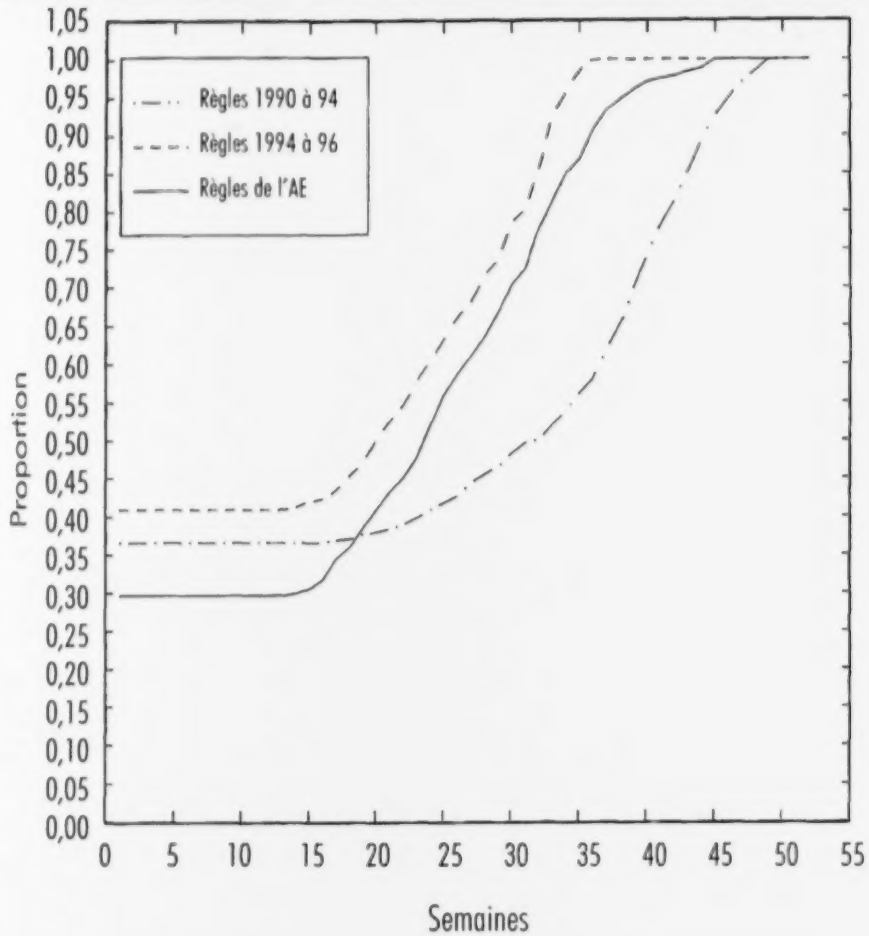


FIGURE 5

Fonctions de distribution cumulative des changements dans le nombre de semaines de prestations
Règles de 1997 moins celles de 1996

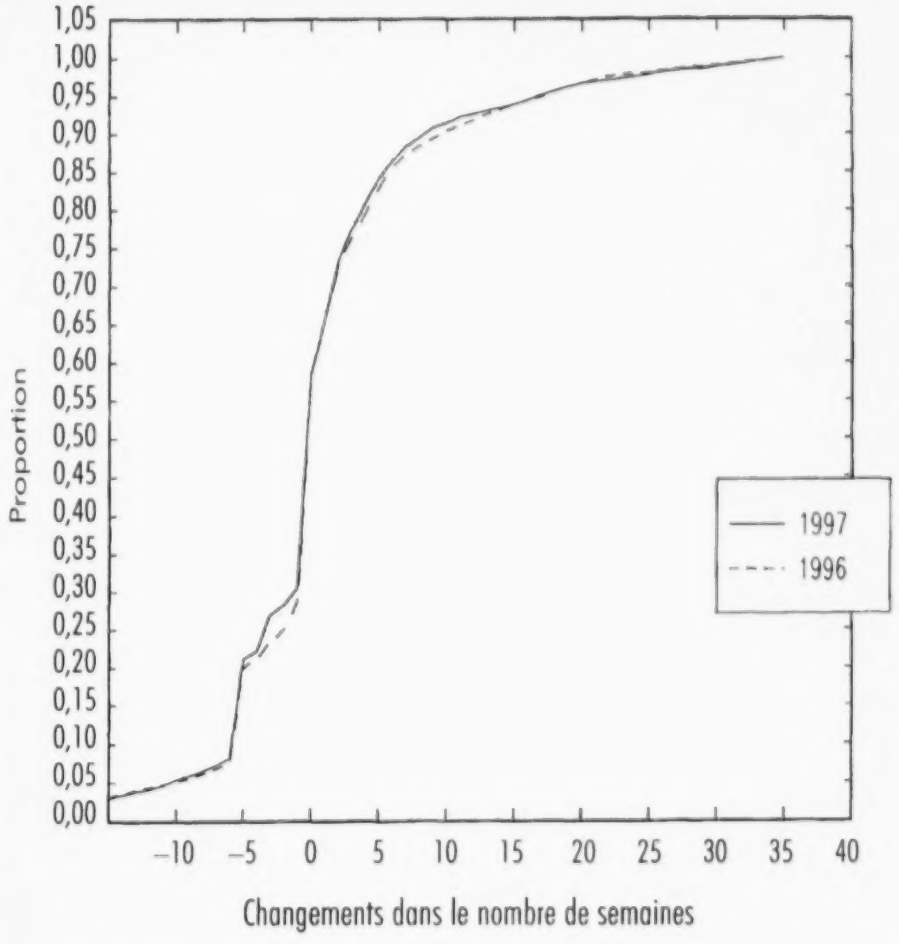


FIGURE 6

Hasard empirique : travailleurs saisonniers

Taux de chômage inférieur à 6 p. 100, du premier au troisième trimestre

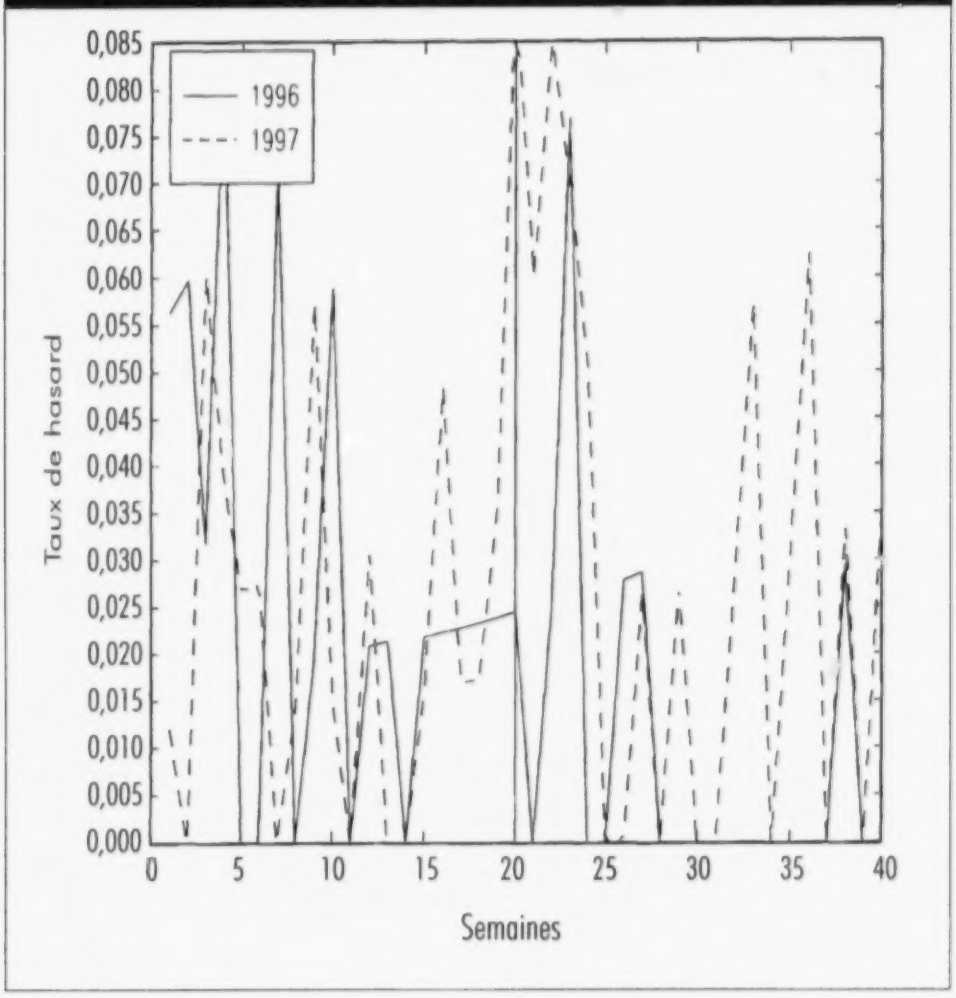


FIGURE 7

Hasard empirique : travailleurs saisonniers
Taux de chômage de 6 p. 100 à 7 p. 100, du premier au troisième trimestre

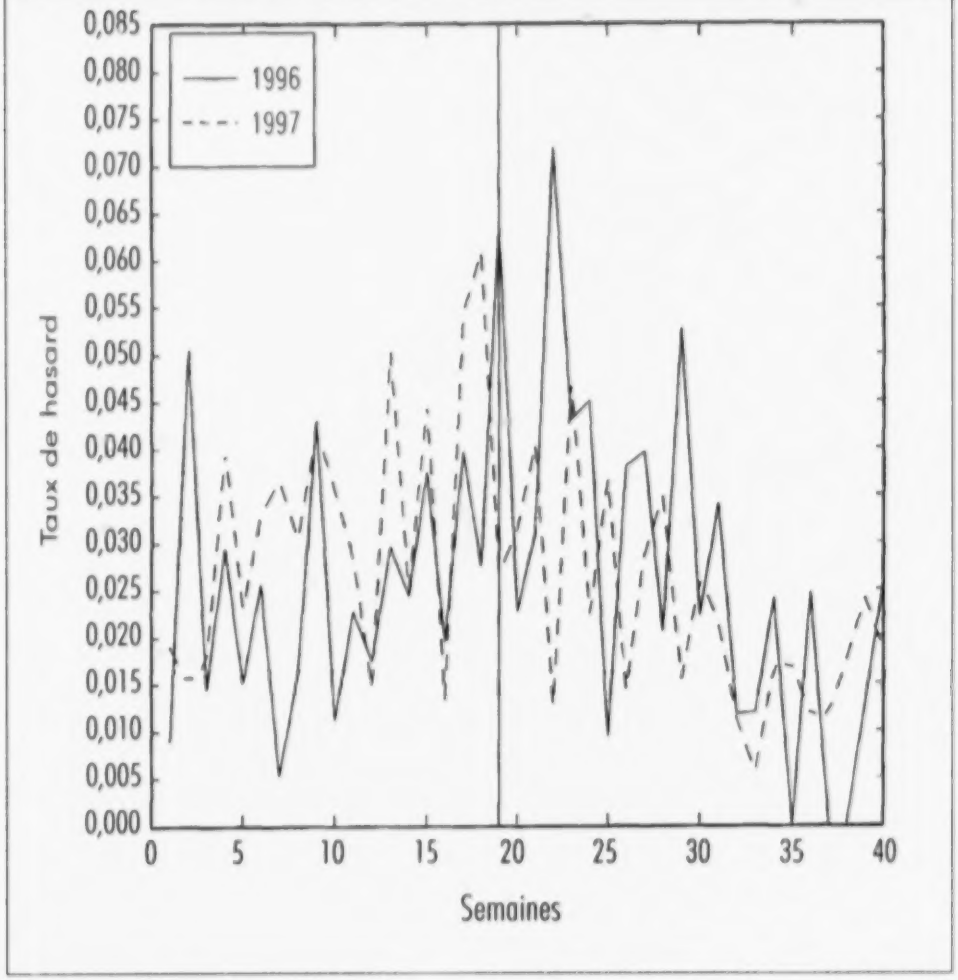


FIGURE 8

Hasard empirique : travailleurs saisonniers

Taux de chômage de 7 p. 100 à 8 p. 100, du premier au troisième trimestre

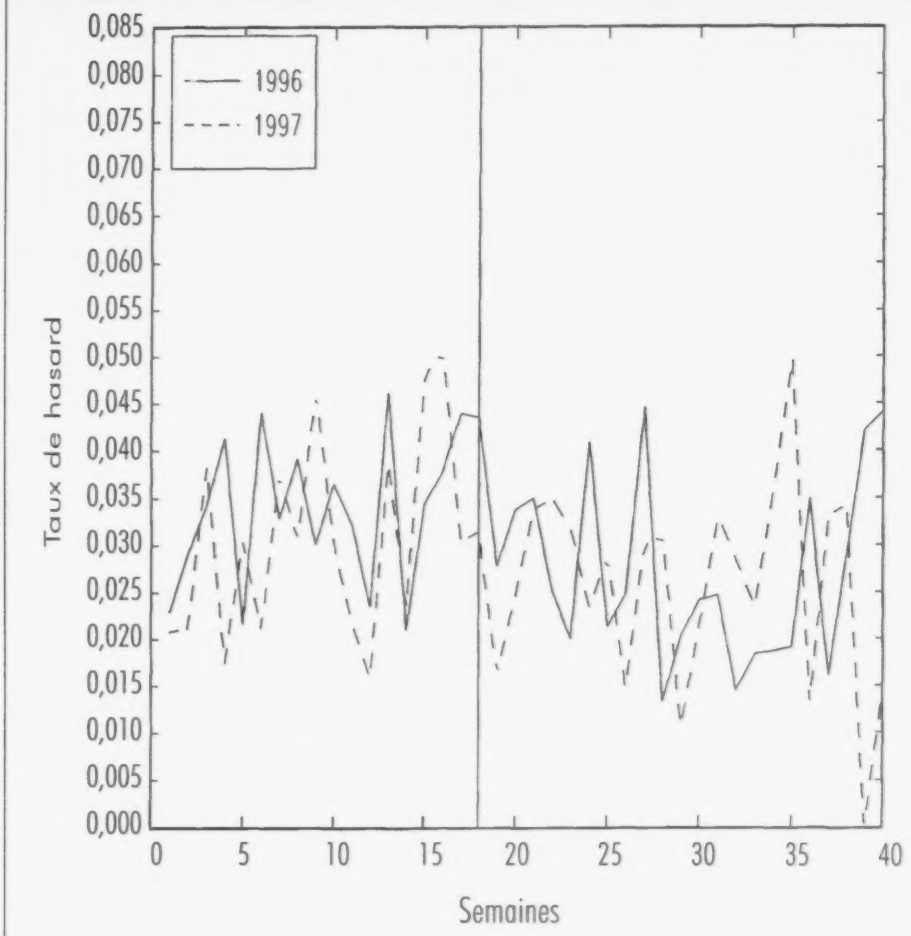


FIGURE 9

Hasard empirique : travailleurs saisonniers

Taux de chômage de 8 p. 100 à 9 p. 100, du premier au troisième trimestre

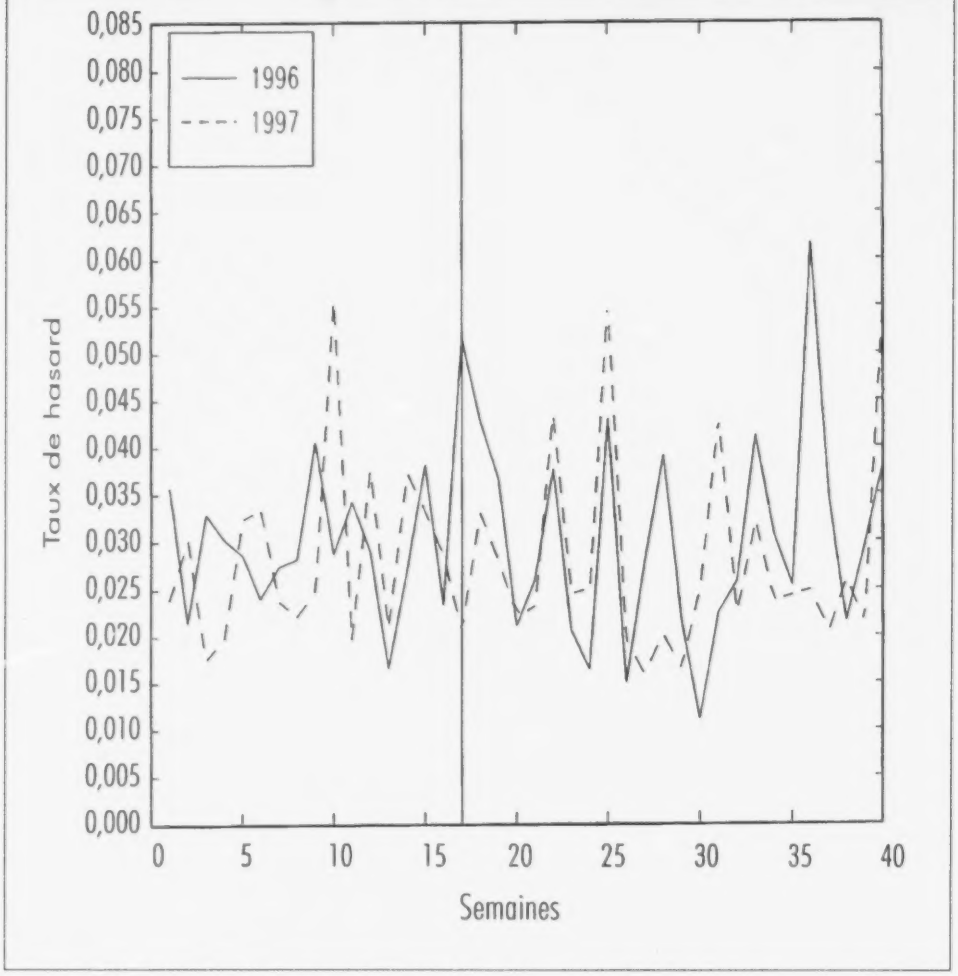


FIGURE 10

Hasard empirique : travailleurs saisonniers

Taux de chômage de 9 p. 100 à 10 p. 100, du premier au troisième trimestre

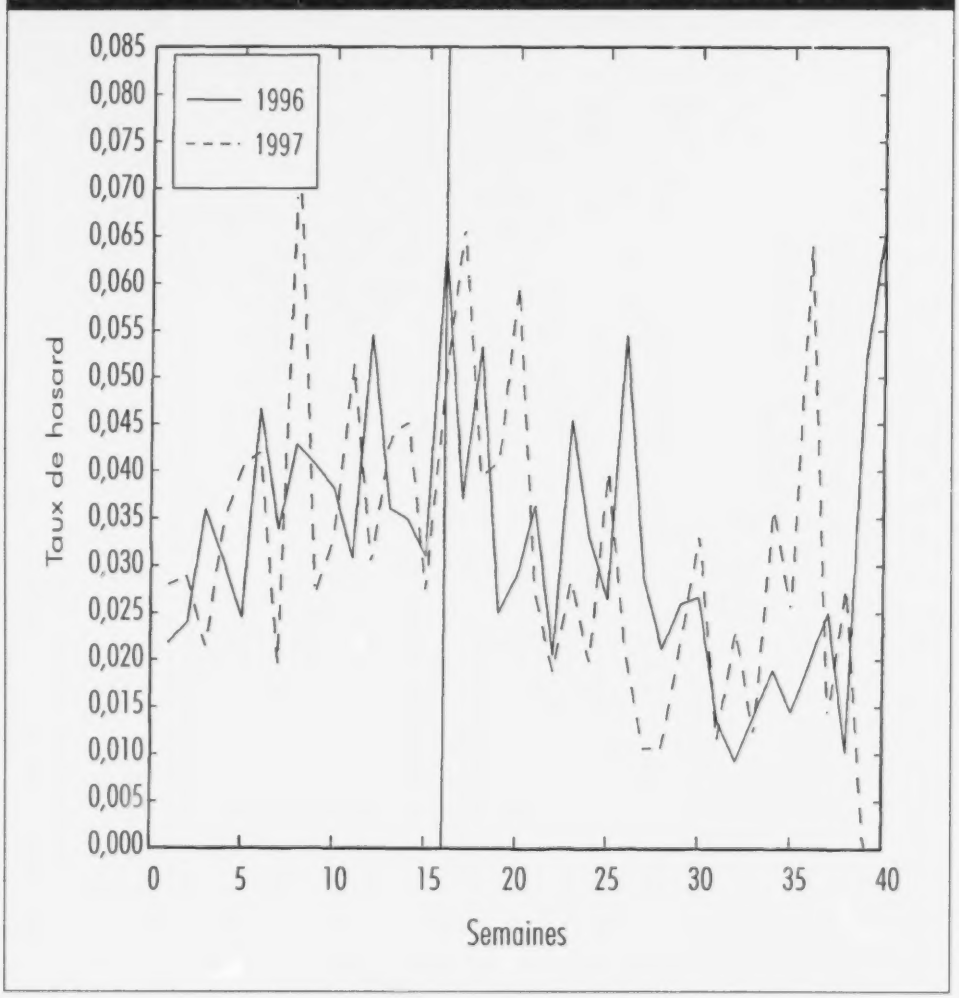


FIGURE 11

Hasard empirique : travailleurs saisonniers

Taux de chômage de 10 p. 100 à 11 p. 100, du premier au troisième trimestre

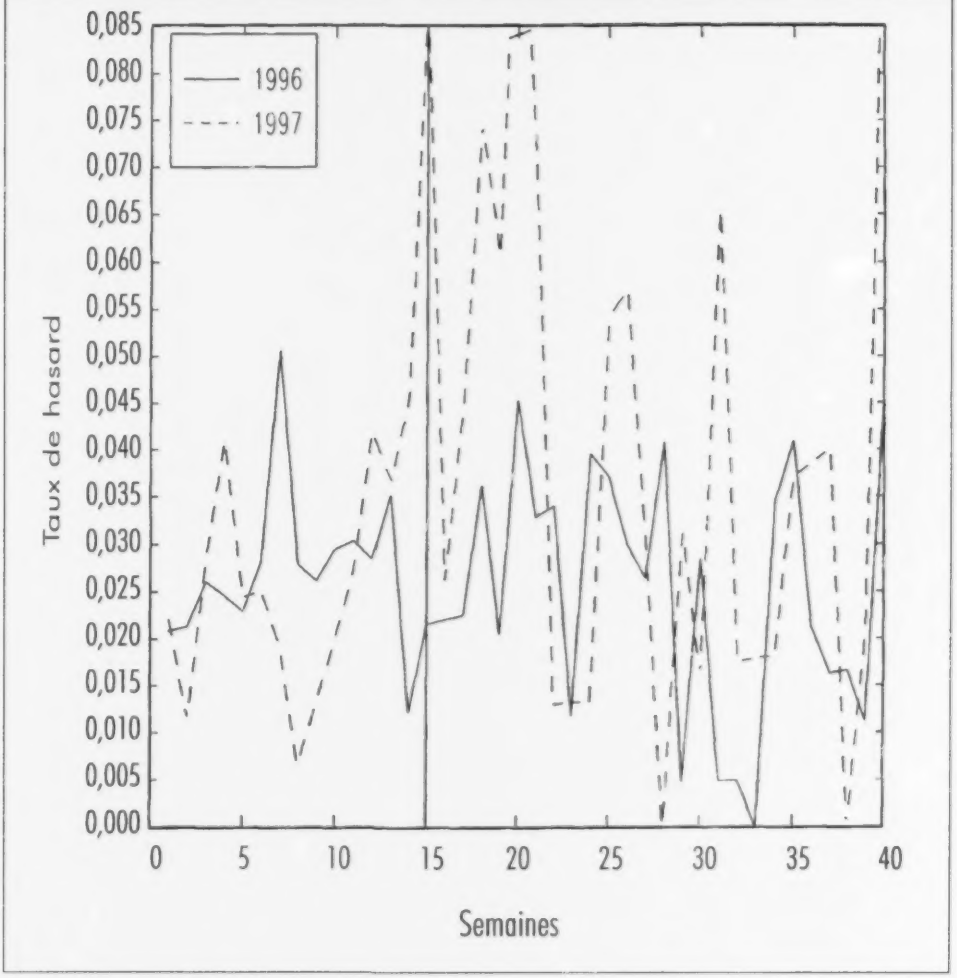


FIGURE 12

Hasard empirique : travailleurs saisonniers

Taux de chômage de 11 p. 100 à 12 p. 100, du premier au troisième trimestre

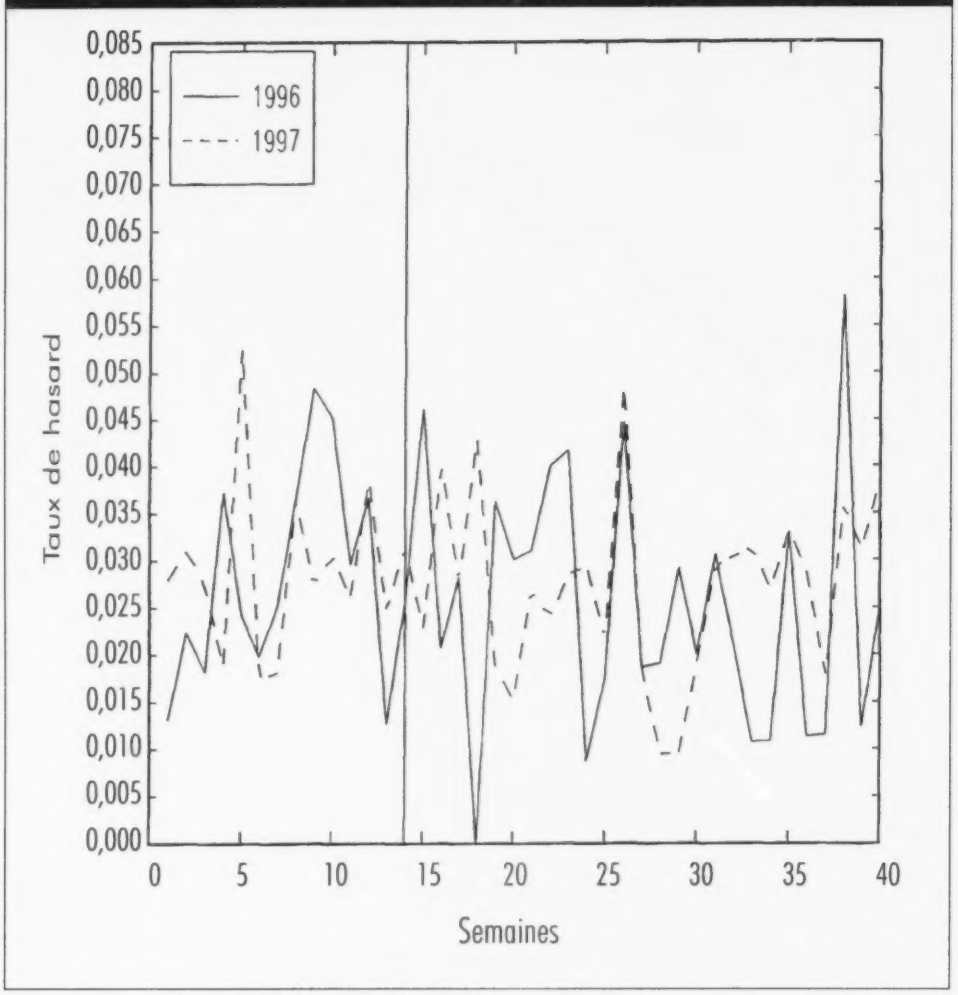


FIGURE 13

Hasard empirique : travailleurs saisonniers

Taux de chômage de 12 p. 100 à 13 p. 100, du premier au troisième trimestre

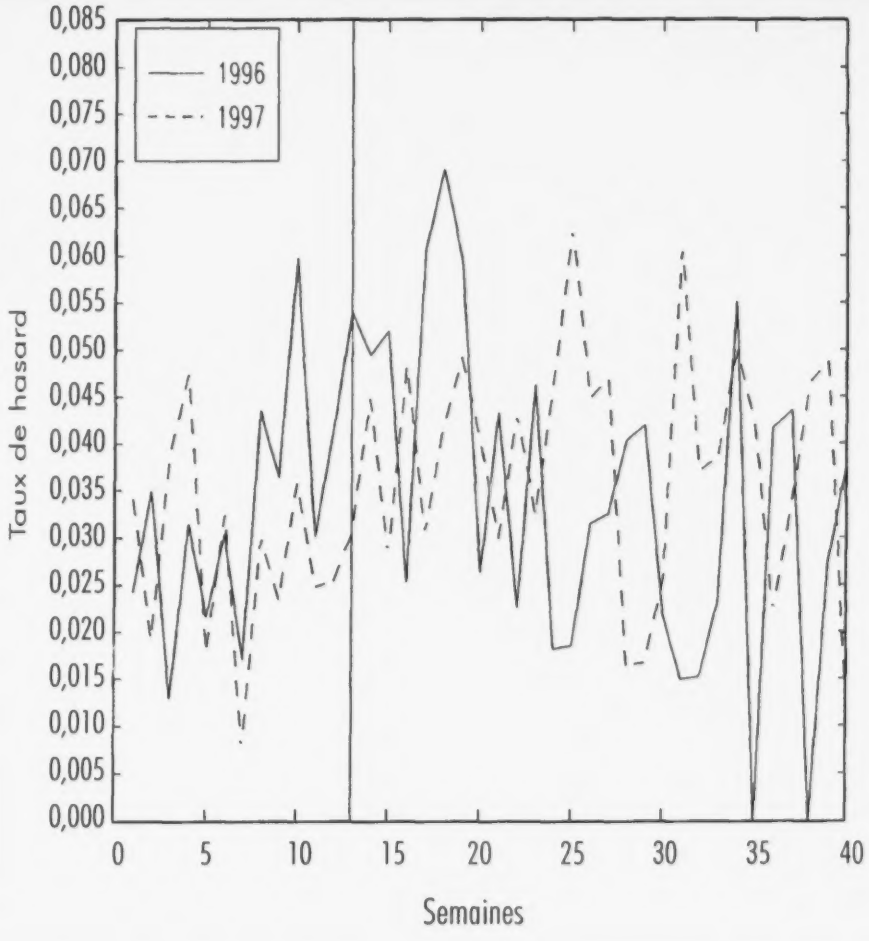


FIGURE 14

Hasard empirique : travailleurs saisonniers

Taux de chômage supérieur à 13 p. 100, du premier au troisième trimestre

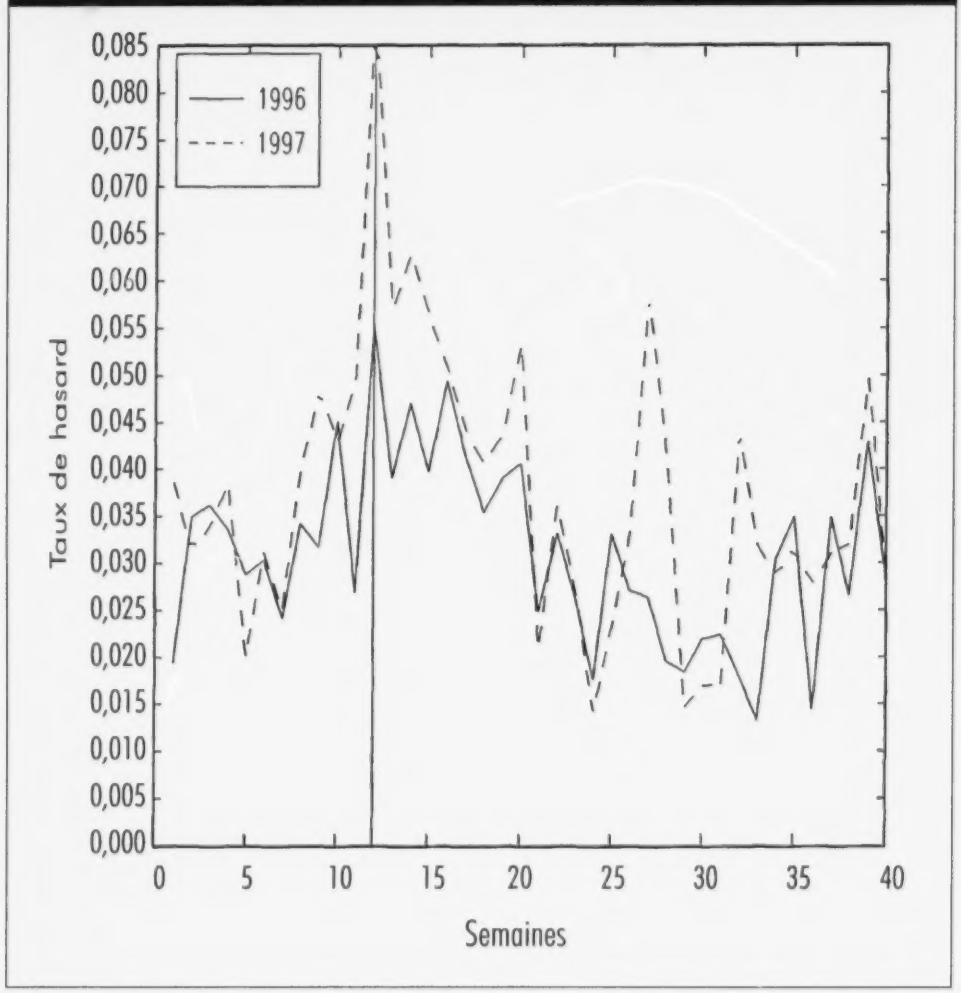


FIGURE 15

Hasard empirique : travailleurs non saisonniers
Taux de chômage inférieur à 6 p. 100, du premier au troisième trimestre

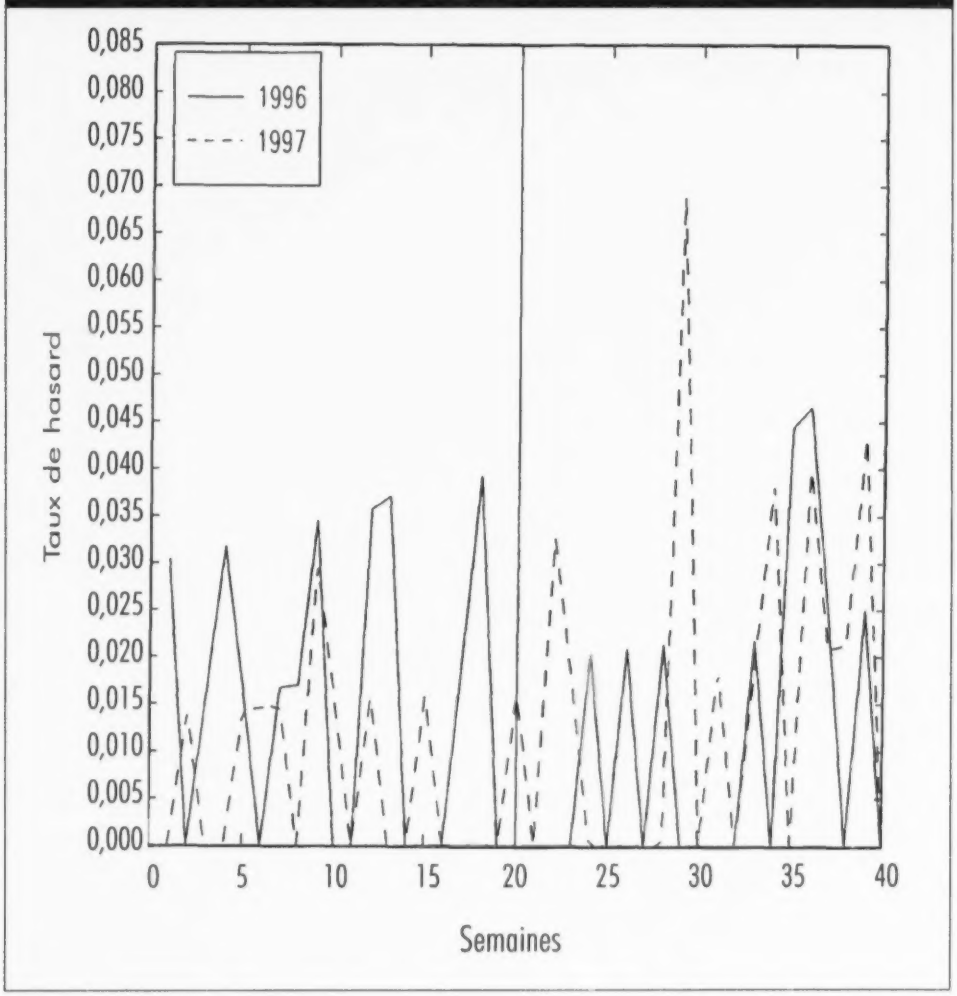


FIGURE 16

Hasard empirique : travailleurs non saisonniers
Taux de chômage de 6 p. 100 à 7 p. 100, du premier au troisième trimestre

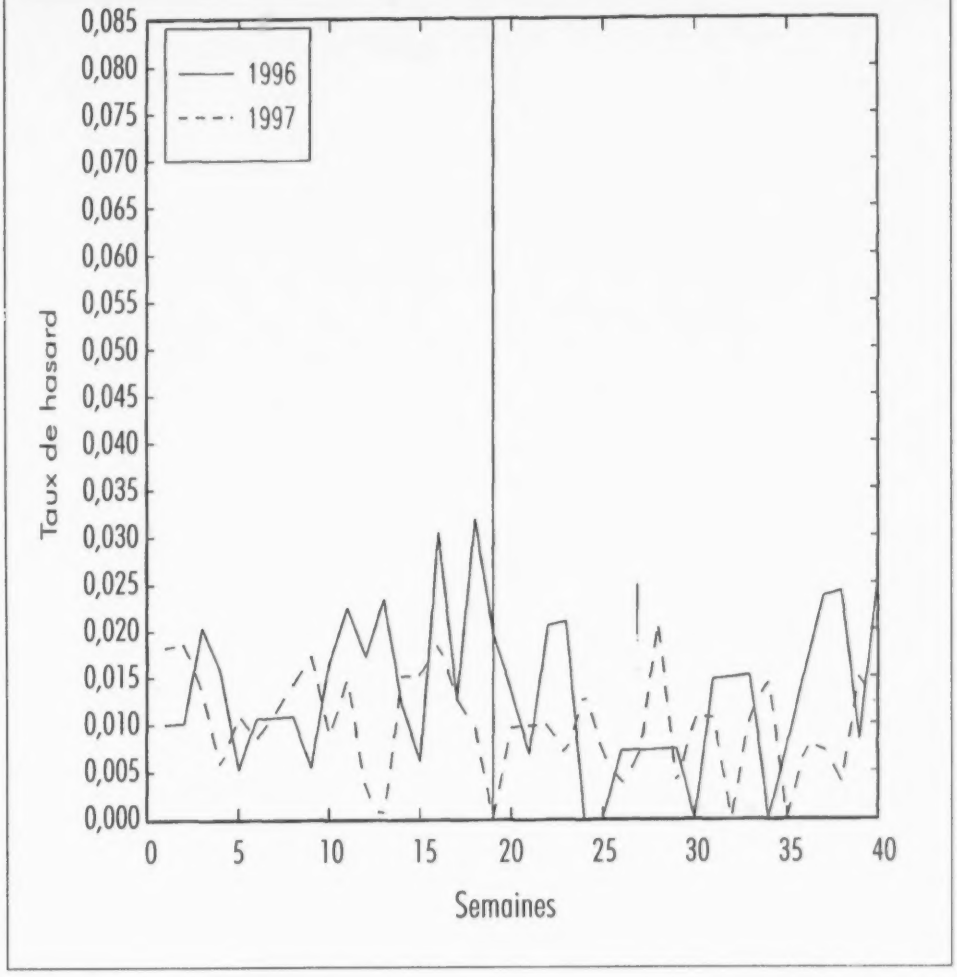


FIGURE 17

Hasard empirique : travailleurs non saisonniers
Taux de chômage de 7 p. 100 à 8 p. 100, du premier au troisième trimestre

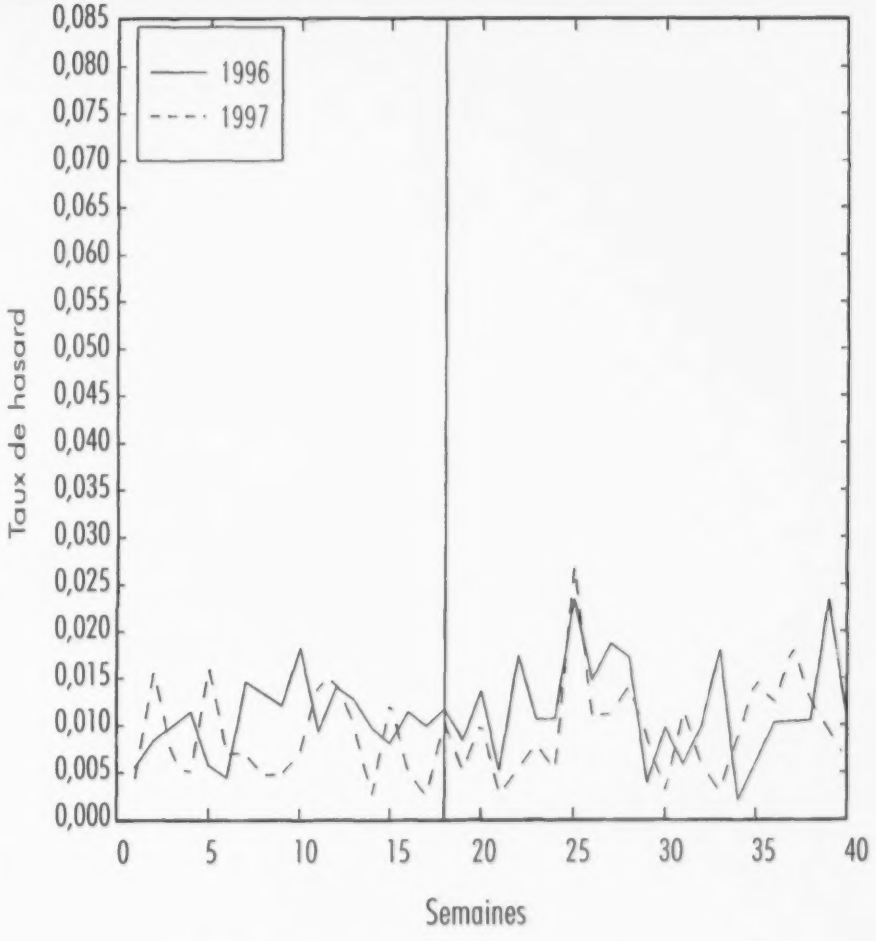


FIGURE 18

Hasard empirique : travailleurs non saisonniers
Taux de chômage de 8 p. 100 à 9 p. 100, du premier au troisième trimestre

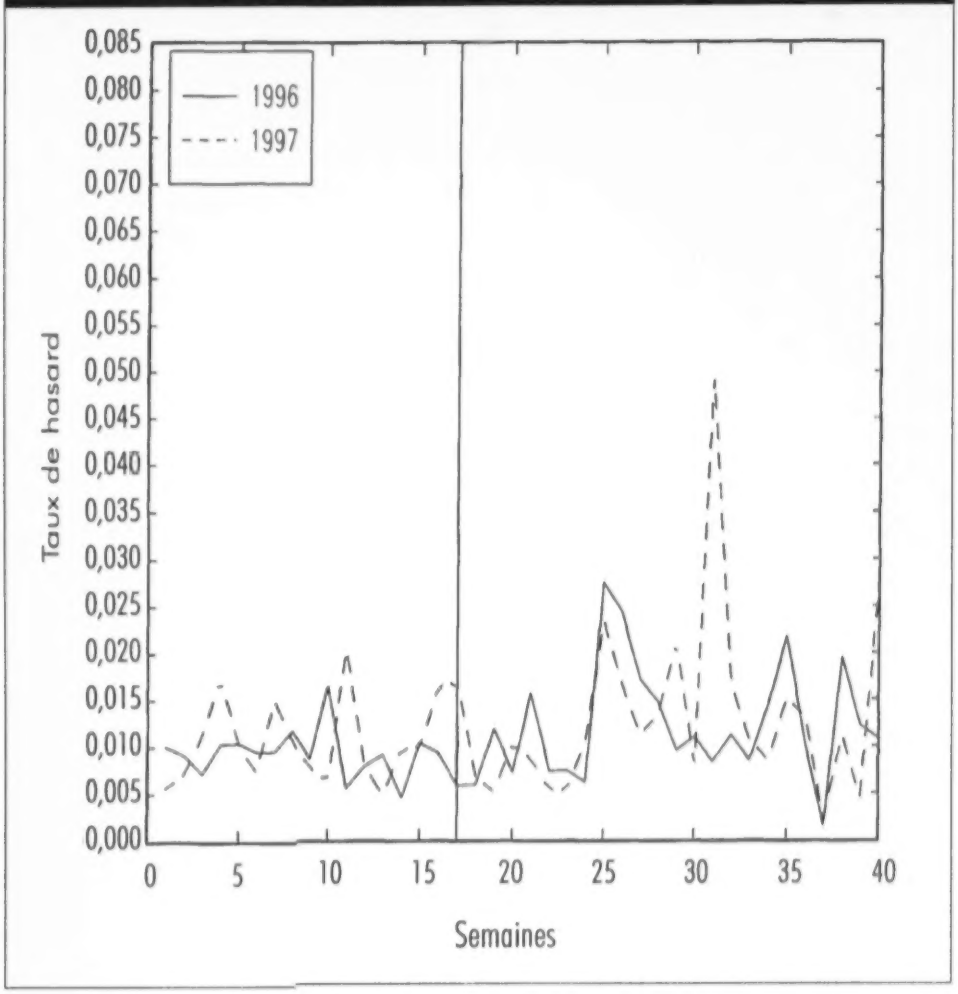


FIGURE 19

Hasard empirique : travailleurs non saisonniers
Taux de chômage de 9 p. 100 à 10 p. 100, du premier au troisième trimestre

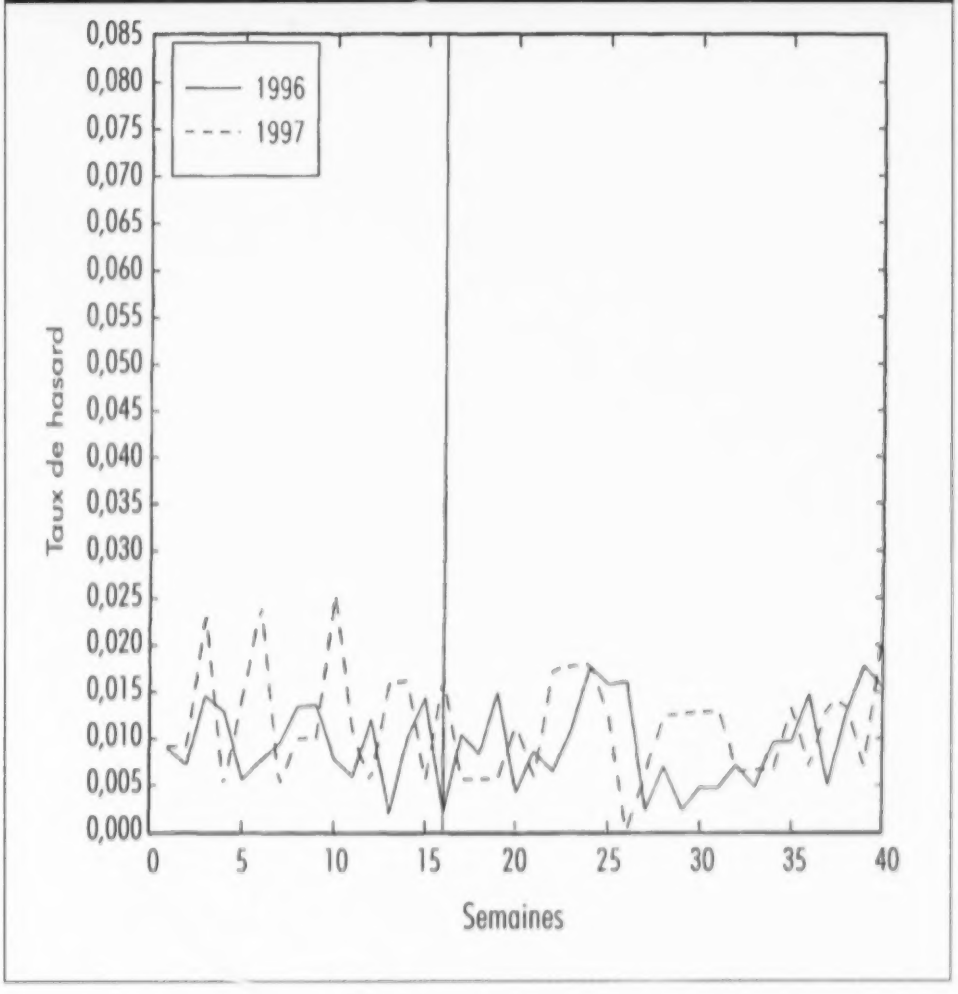


FIGURE 20

Hasard empirique : travailleurs non saisonniers
Taux de chômage de 10 p. 100 à 11 p. 100, du premier au troisième trimestre

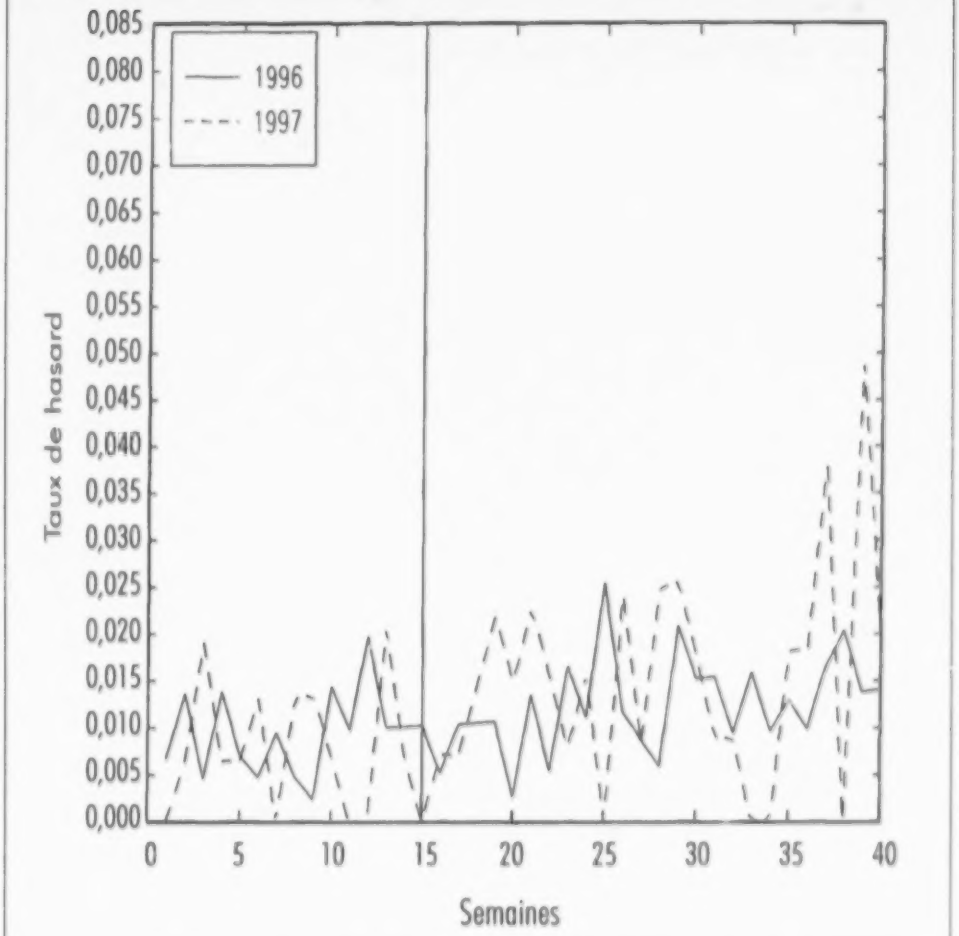


FIGURE 21

Hasard empirique : travailleurs non saisonniers
Taux de chômage de 11 p. 100 à 12 p. 100, du premier au troisième trimestre

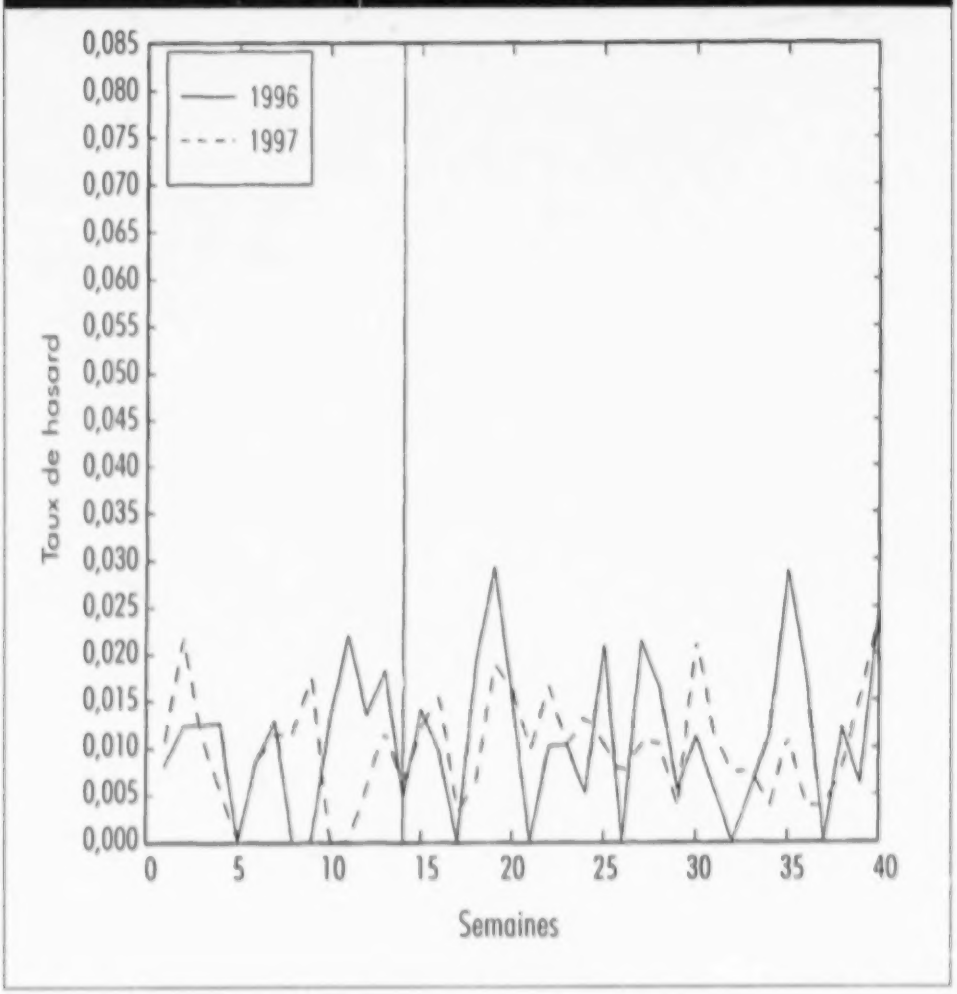


FIGURE 22

Hasard empirique : travailleurs non saisonniers
Taux de chômage de 12 p. 100 à 13 p. 100, du premier au troisième trimestre

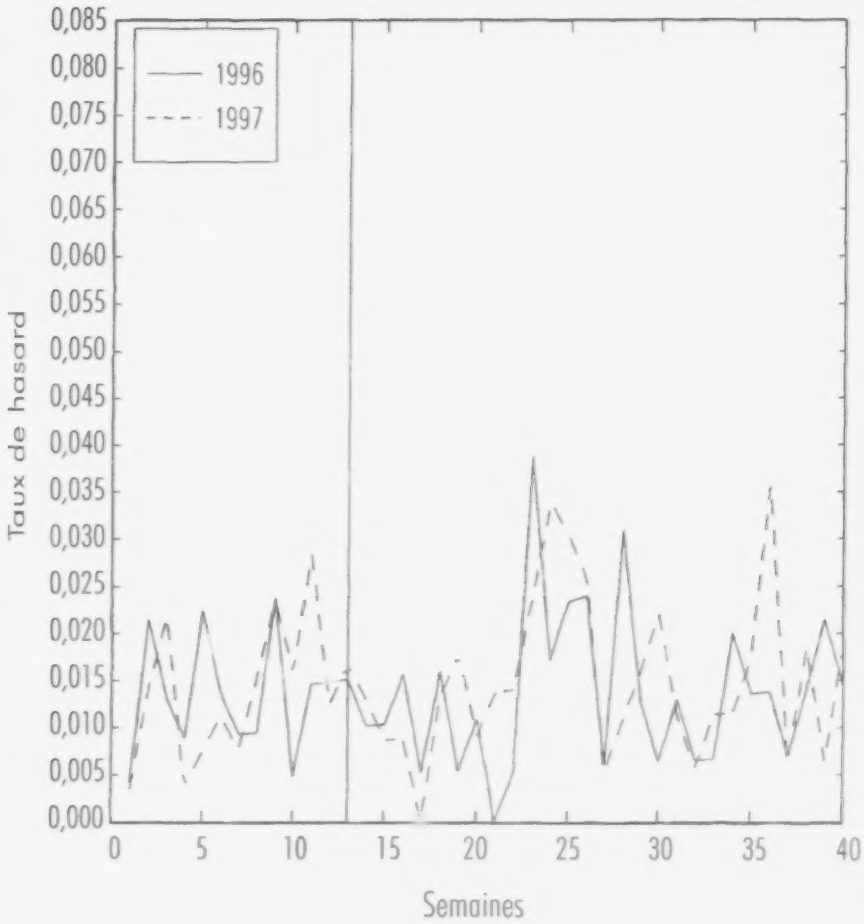


FIGURE 23

Hasard empirique : travailleurs non saisonniers
Taux de chômage supérieur à 13 p. 100, du premier au troisième trimestre

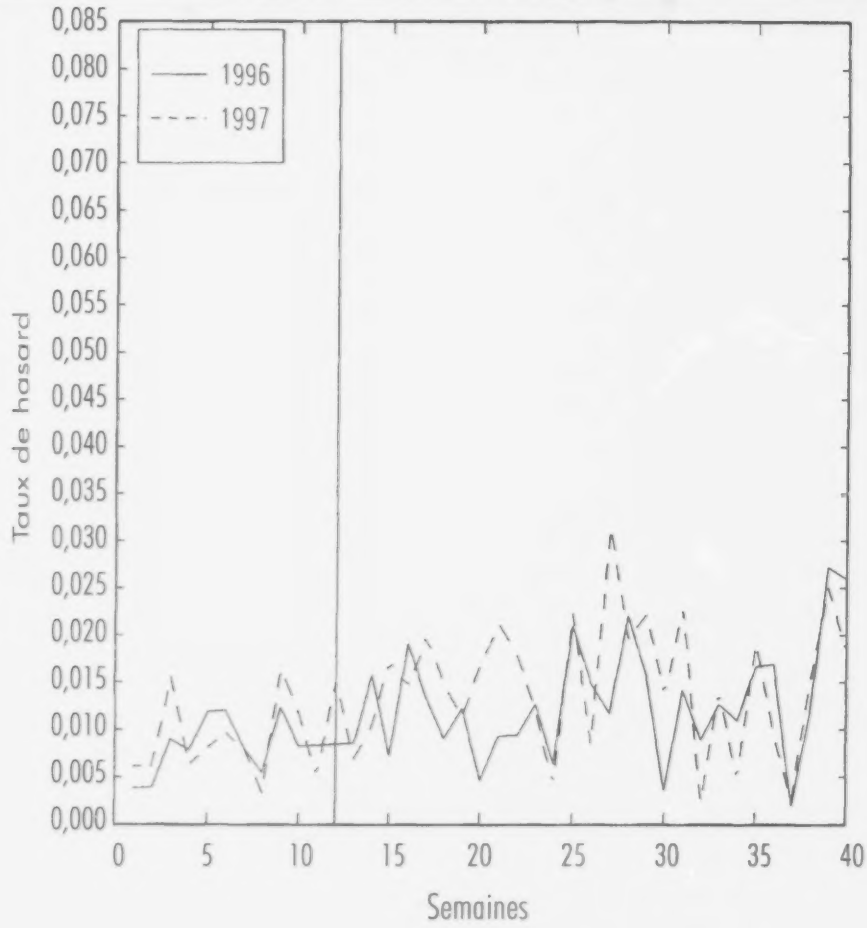


FIGURE 24A

Courbe du taux de hasard ajusté, 1996

Emplois saisonniers, base fixe, taux de chômage régional supérieur à 16 p. 100

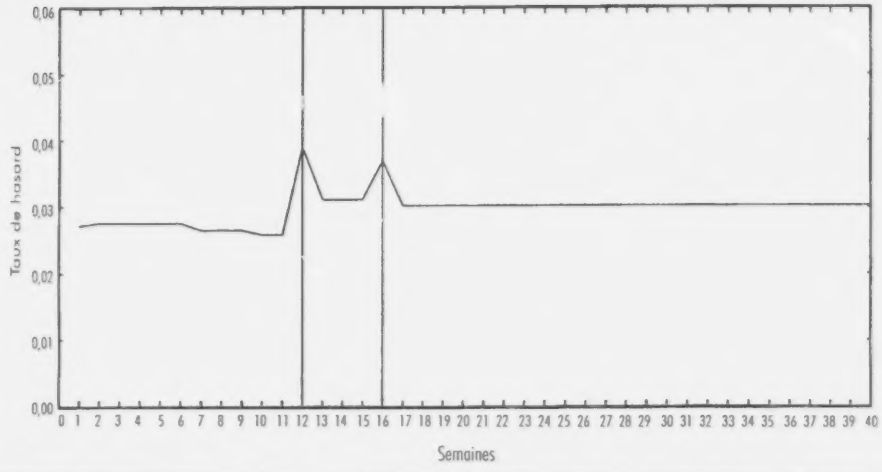


FIGURE 24B

Courbe du taux de hasard ajusté, 1997

Emplois saisonniers, base fixe, taux de chômage régional supérieur à 16 p. 100

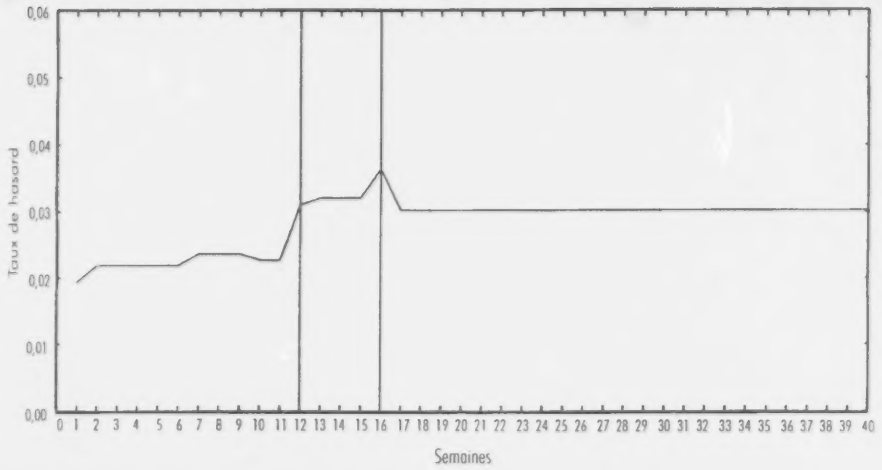


FIGURE 25A
Courbe du taux de hasard ajusté, 1996
Emplois non saisonniers, base fixe
Norme d'admissibilité régionale de 12 semaines

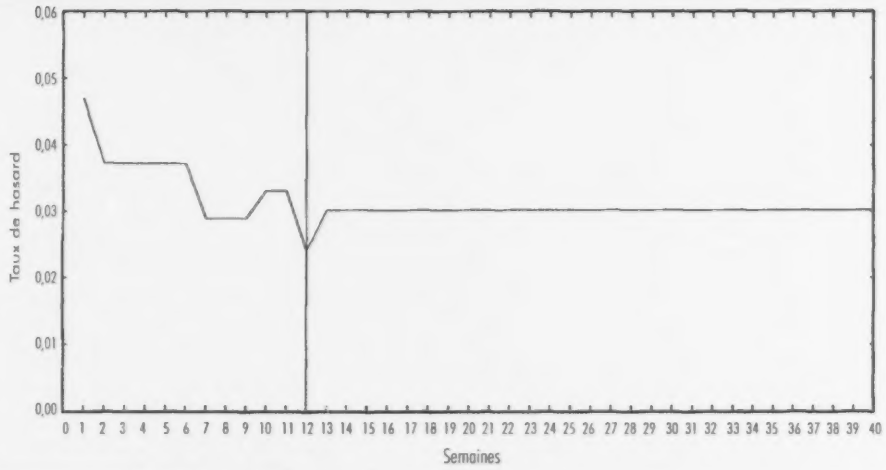


FIGURE 25B
Courbe du taux de hasard ajusté, 1997
Emplois non saisonniers, base fixe
Norme d'admissibilité régionale de 12 semaines

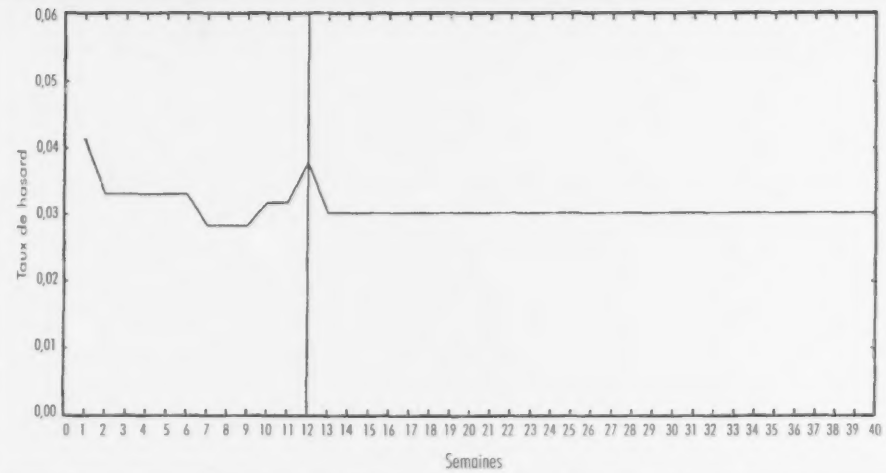


FIGURE 26A
Courbe du taux de hasard ajusté, 1996
Emplois saisonniers, base réelle
Taux de chômage régional supérieur à 16 p. 100

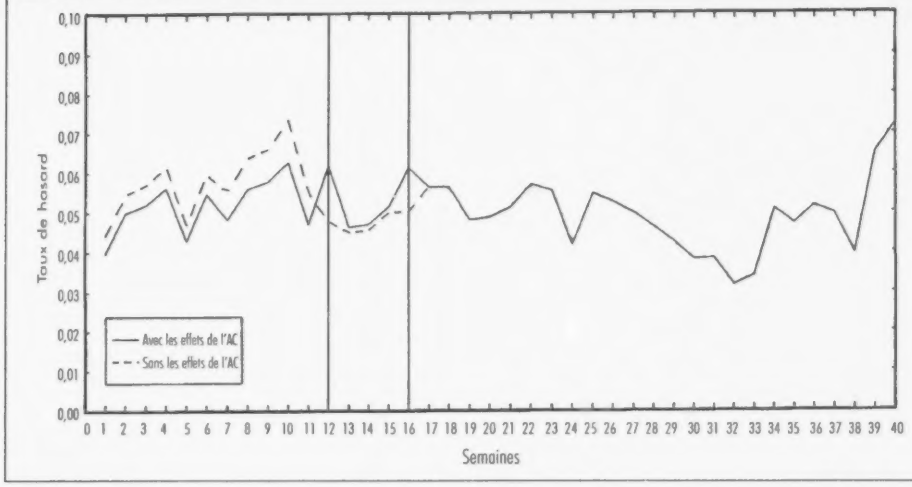


FIGURE 26B
Courbe du taux de hasard ajusté, 1997
Emplois saisonniers, base réelle
Taux de chômage régional supérieur à 16 p. 100

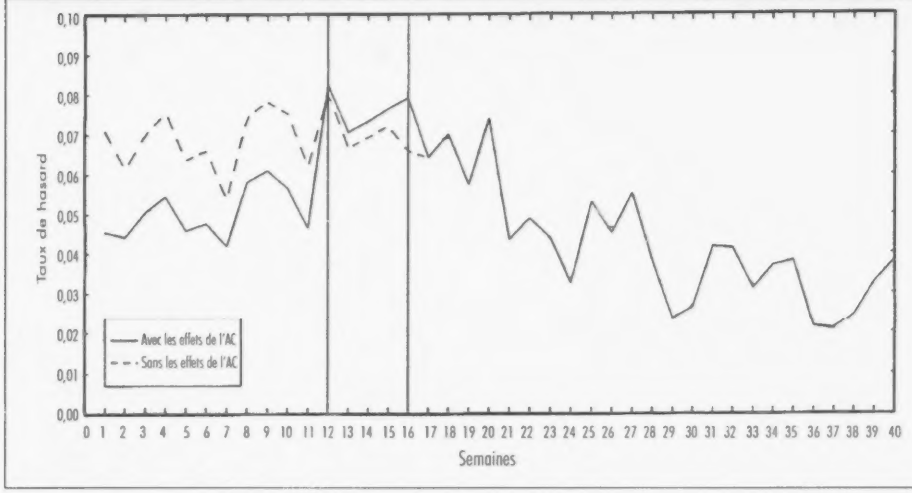


FIGURE 27A
Courbe du taux de hasard ajusté, 1996
Emplois non saisonniers, base réelle
Norme d'admissibilité régionale de 12 semaines

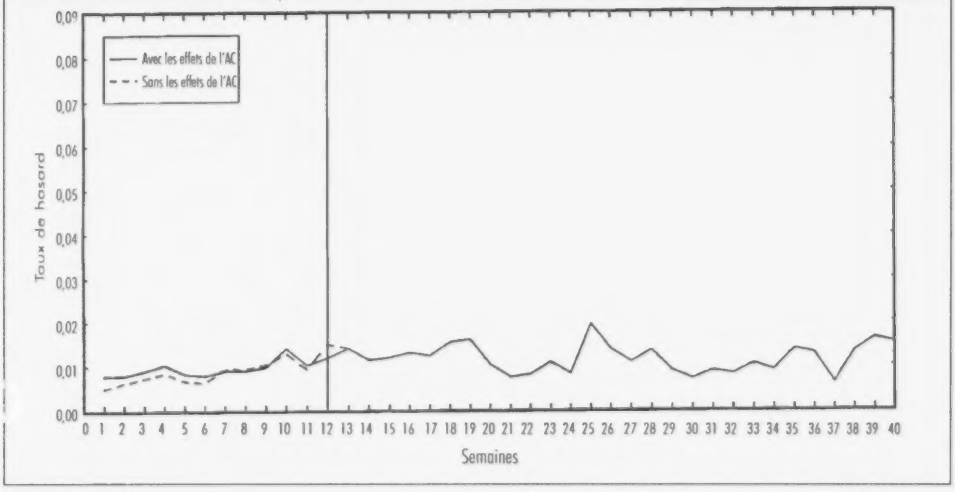


FIGURE 27B
Courbe du taux de hasard ajusté, 1997
Emplois non saisonniers, base réelle
Norme d'admissibilité régionale de 12 semaines

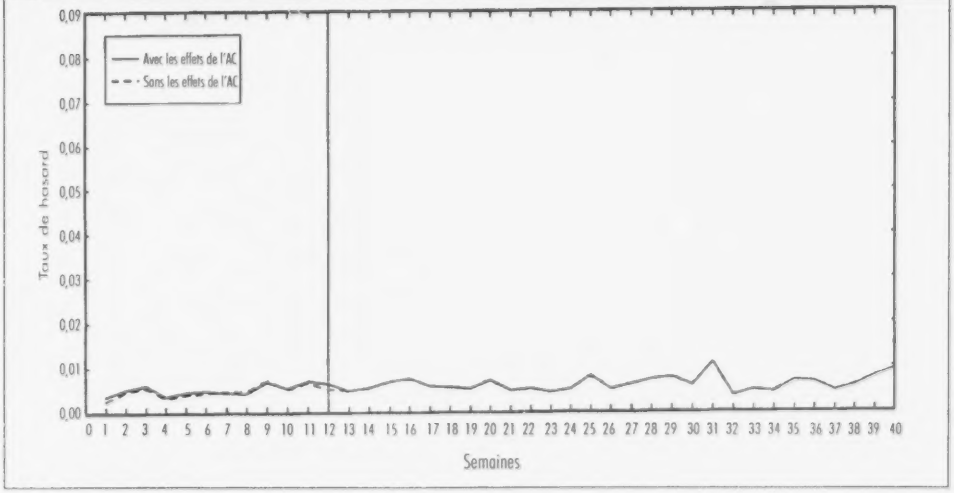


FIGURE 28
Hasard empirique : tous les travailleurs saisonniers

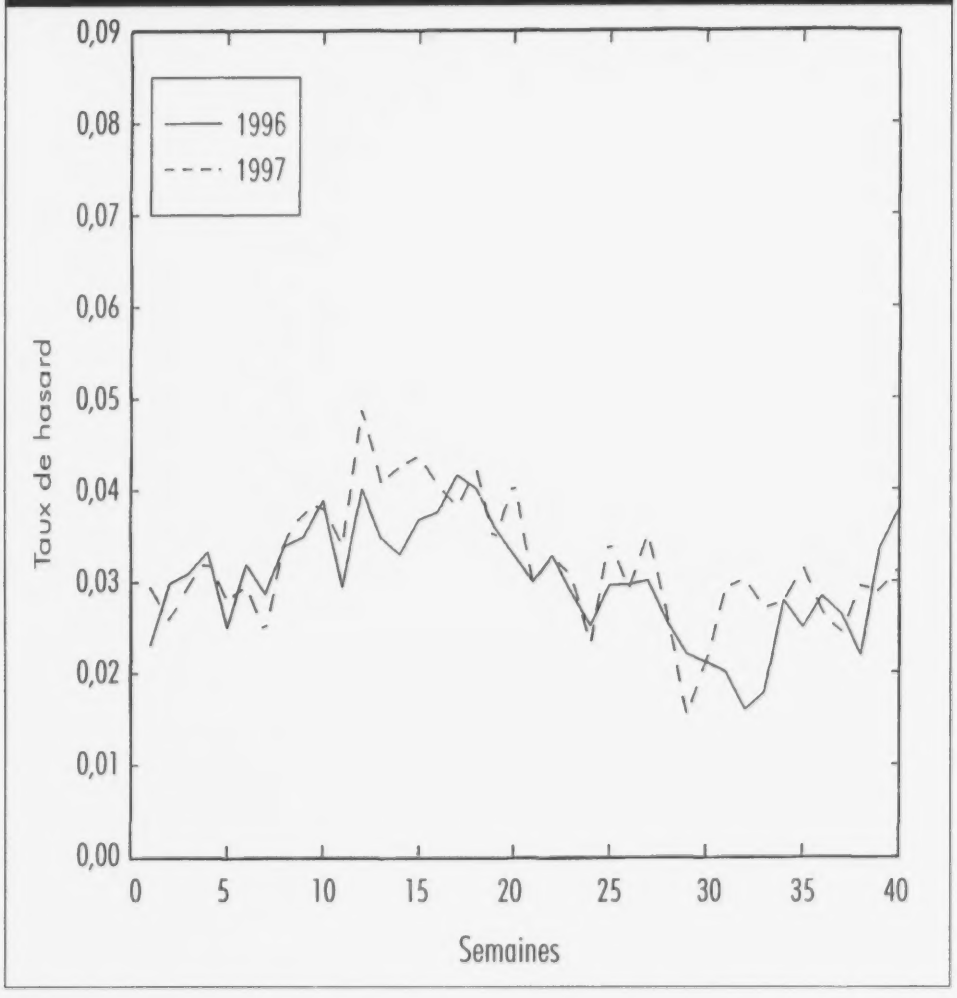


FIGURE 29A

Courbe du taux de hasard ajusté
Emplois saisonniers, produit tenu compte des effets de l'AC
Taux de chômage régional supérieur à 16 p. 100

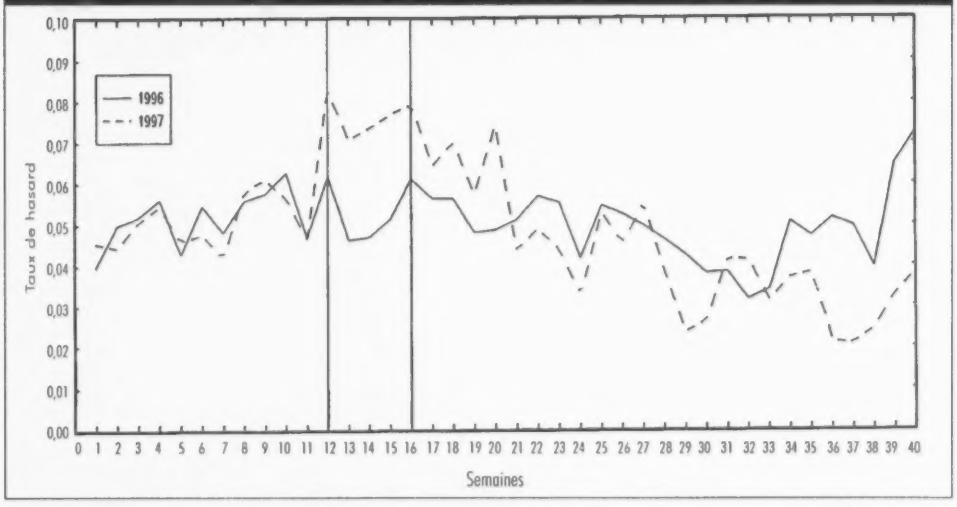


FIGURE 29B

Courbe du taux de hasard ajusté
Emplois saisonniers, produit à l'absence d'effets à l'AC
Taux de chômage régional supérieur à 16 p. 100

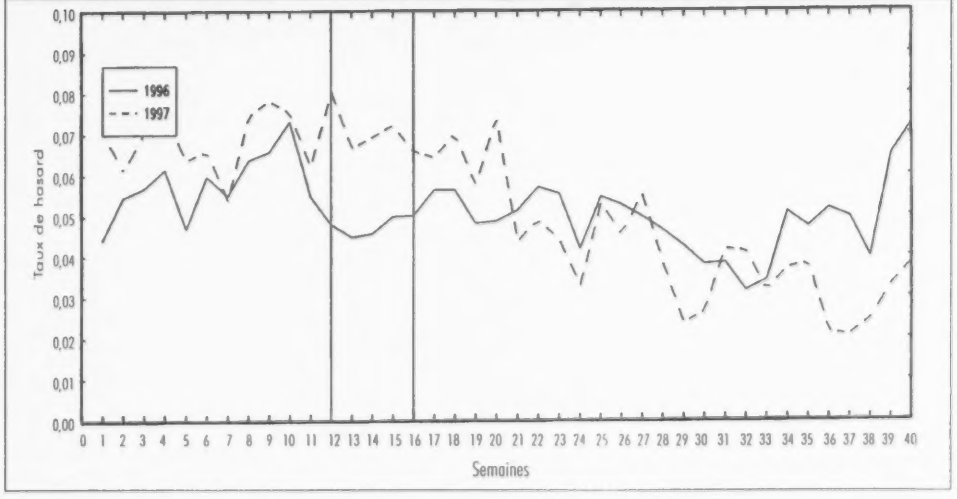


FIGURE 30

Fonctions de distribution cumulative des heures hebdomadaires
Les trois premiers trimestres de 1996 et 1997, travailleurs non saisonniers

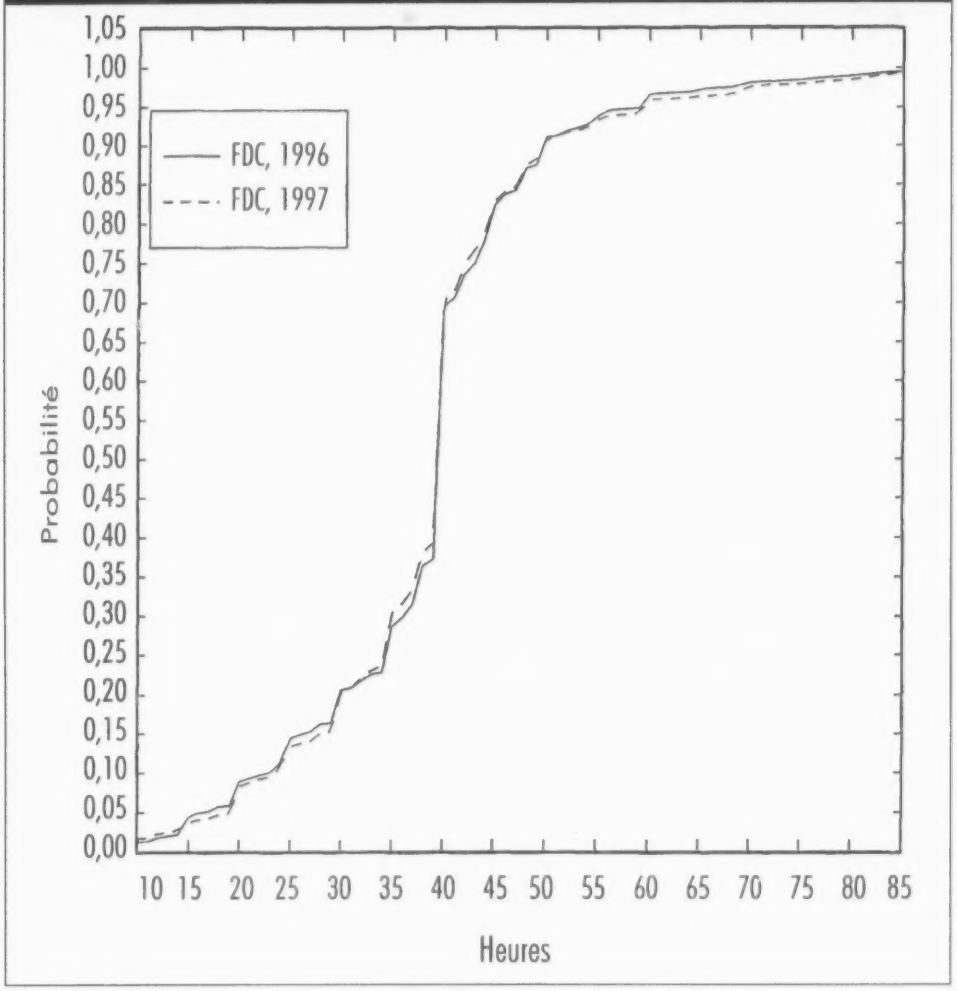


FIGURE 31

Fonctions de distribution cumulative des heures hebdomadaires
Les trois premiers trimestres de 1996 et 1997, travailleurs saisonniers

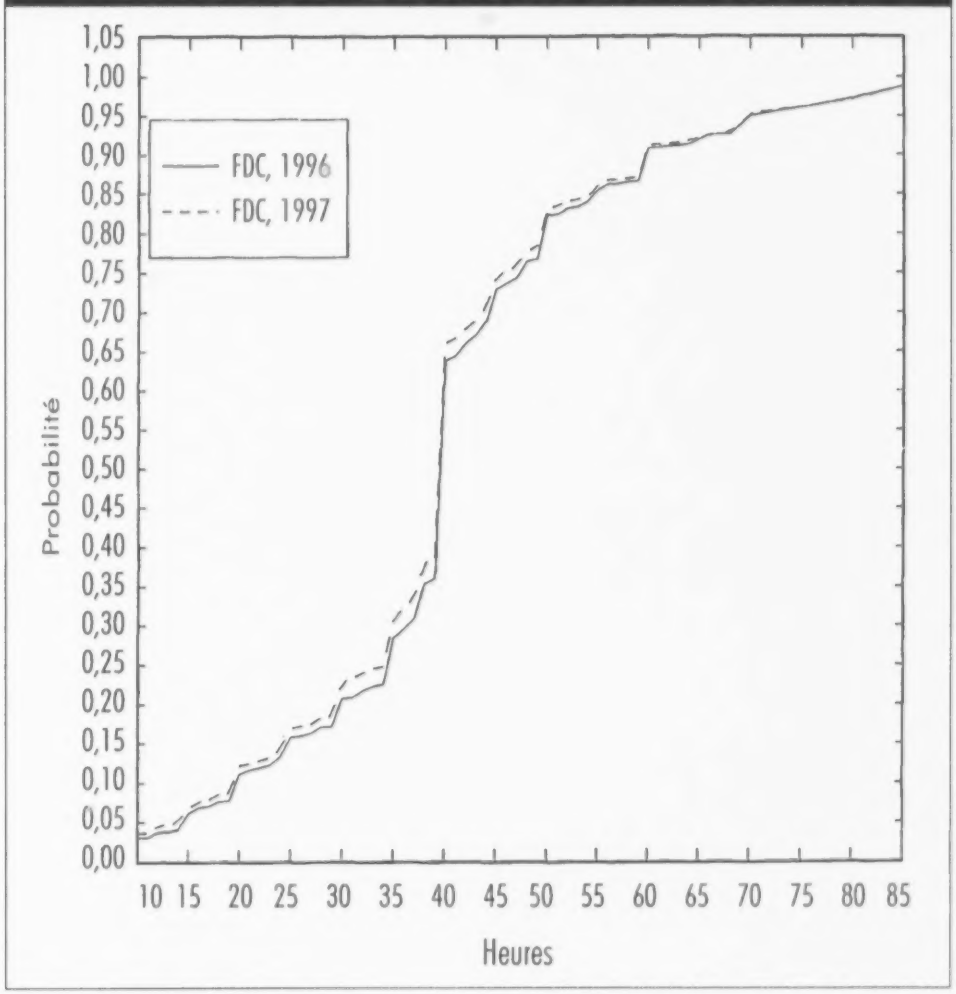


FIGURE 32

Heures hebdomadaires habituelles, fonctions de distribution cumulative
Travailleurs saisonniers dans les régions où le taux de chômage est supérieur à 13 p. 100

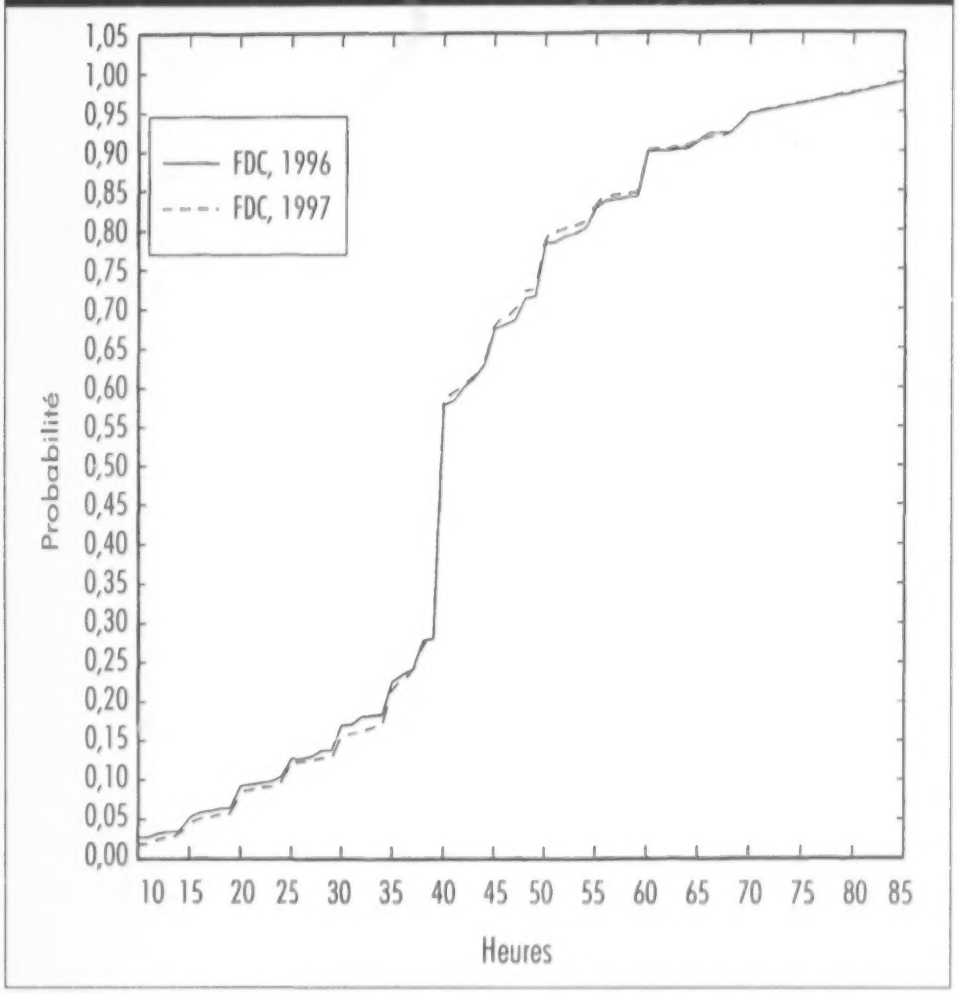
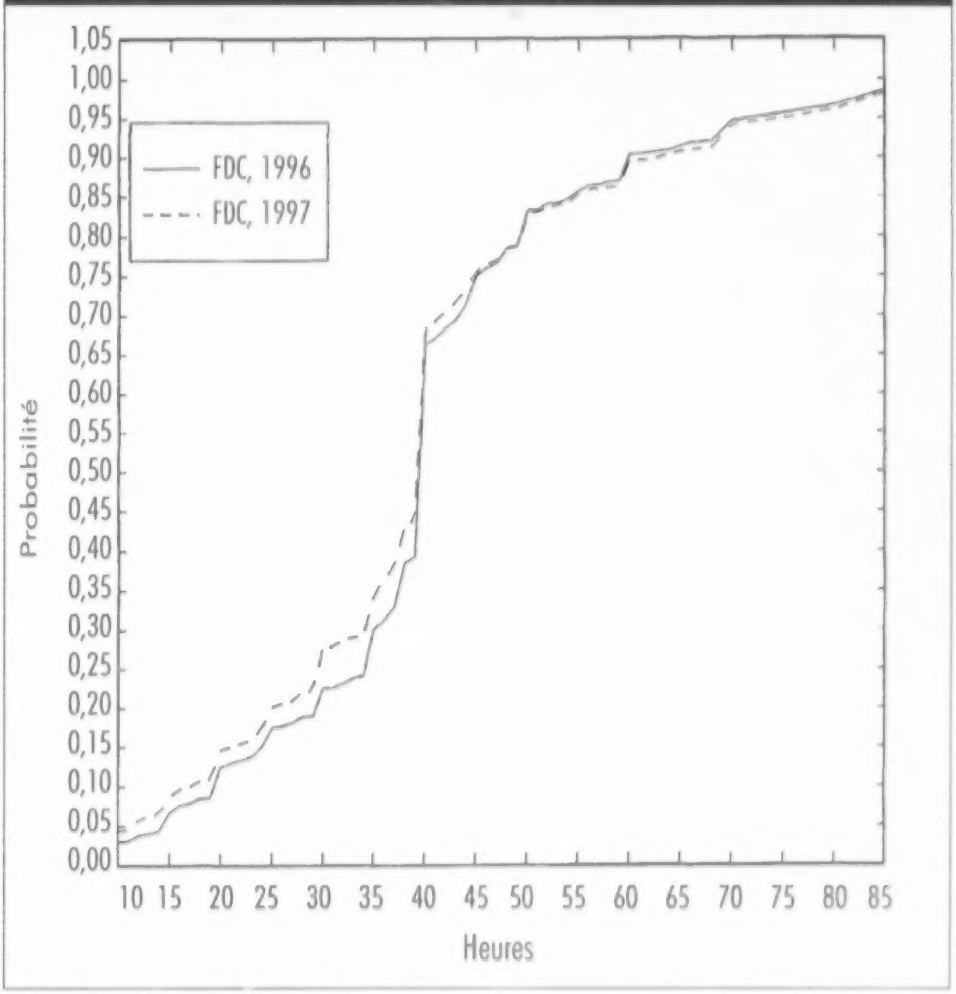


FIGURE 33

Heures hebdomadaires habituelles, fonctions de distribution cumulative
Travailleurs saisonniers dans les régions où le taux de chômage est inférieur à 10 p. 100